



DOCUMENTOS DE TRABAJO  
N.º 03 | 2025

## **El efecto traspaso del tipo de cambio nominal a la inflación en Costa Rica**

Fabio Gómez-Rodríguez  
Catalina Sandoval Alvarado

Fotografía de portada: "Presentes", conjunto escultórico en bronce, año 1983, del artista costarricense Fernando Calvo Sánchez. Colección del Banco Central de Costa Rica.

# El efecto traspaso del tipo de cambio nominal a precios en Costa Rica

Fabio Gómez-Rodríguez<sup>‡</sup>

Catalina Sandoval Alvarado<sup>†</sup>

Las ideas expresadas en este documento son de los autores y no necesariamente representan las del Banco Central de Costa Rica.

## Resumen

Este estudio propone un modelo estructural para estimar el efecto de traspaso (ET) del tipo de cambio nominal (TCN) a precios en Costa Rica. El modelo permite estimar tres medidas complementarias del efecto traspaso. El ET incondicional representa la respuesta de la inflación a choques inesperados del TCN. El ET condicional recoge el efecto en inflación de choques del TCN inducidos por otros factores. Adicionalmente, se estima el ET sistemático que recoge la respuesta de la inflación ante fluctuaciones generales del TCN. También se revisan las principales estimaciones previas para el país, destacando sus aportes y limitaciones. El análisis ofrece tres conclusiones clave: (i) los enfoques existentes tienden a subestimar la influencia del tipo de cambio en los precios; (ii) la identificación recursiva tipo Cholesky impone supuestos teóricamente cuestionables; y (iii) el traspaso sistemático alcanza una semielasticidad del 25 %, muy superior al 4 % del traspaso incondicional. Además, se demuestra que los efectos de traspaso condicionados a la política monetaria tienen un impacto relevante sobre la inflación, resaltando la necesidad de incorporar explícitamente estas respuestas en el análisis.

**Palabras clave:** inflación, traspaso del tipo de cambio nominal, VAR estructural

**Clasificación JEL.:** E31, F31, E52, C11

<sup>‡</sup> Lehigh University y Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. [gomezrj@bccr.fi.cr](mailto:gomezrj@bccr.fi.cr)

<sup>†</sup> Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. [sandovalac@bccr.fi.cr](mailto:sandovalac@bccr.fi.cr)

# The pass-through effect of the nominal exchange rate to prices in Costa Rica

Fabio Gómez-Rodríguez<sup>‡</sup>

Catalina Sandoval Alvarado<sup>†</sup>

The ideas expressed in this paper are those of the authors and do not necessarily represent the view of the Central Bank of Costa Rica.

## Abstract

This study proposes a structural model to estimate the exchange rate pass-through to prices in Costa Rica, extending the traditional focus on unexpected exchange rate shocks by considering the inflation response to general fluctuations in the nominal exchange rate. It also reviews the main previous estimates for the country, highlighting their contributions and methodological limitations. The analysis yields three key findings: (i) existing approaches tend to underestimate the influence of the nominal exchange rate on prices; (ii) recursive identification schemes such as the Cholesky decomposition impose theoretically questionable assumptions; and (iii) the systematic pass-through exhibits a semi-elasticity of 25 %, significantly higher than the 4 % associated with the unconditional pass-through. Moreover, the study shows that pass-through effects conditional on monetary policy have a substantial impact on inflation, underscoring the importance of explicitly incorporating policy responses in the analysis.

**Key words:** inflation, pass-through of the nominal exchange rate, structural VAR

**JEL codes:** E31, F31, E52, C11

<sup>‡</sup> Lehigh University and Department of Economic Research, Economic Division, BCCR. [gomezrj@bccr.fi.cr](mailto:gomezrj@bccr.fi.cr)

<sup>†</sup> Department of Economic Research, Economic Division, BCCR. [sandovalac@bccr.fi.cr](mailto:sandovalac@bccr.fi.cr)

# Índice

<b>1. Introducción</b>	<b>1</b>
<b>2. Literatura sobre el efecto traspaso en Costa Rica</b>	<b>3</b>
<b>3. Un modelo de relaciones estructurales</b>	<b>8</b>
3.1. Ecuaciones del Modelo . . . . .	8
3.2. Modelo Autorregresivo Vectorial Estructural . . . . .	10
3.3. Esquemas de identificación de choques . . . . .	12
3.4. Los diferentes tipos de efecto traspaso: condicional, incondicional y sistemático . . . . .	14
<b>4. Estimación del modelo</b>	<b>16</b>
4.1. Planteo del Modelo . . . . .	17
4.2. Distribuciones <i>a priori</i> . . . . .	18
4.3. Muestreo de la distribución <i>a posteriori</i> . . . . .	20
4.4. Datos . . . . .	21
<b>5. Resultados</b>	<b>23</b>
5.1. El efecto traspaso . . . . .	23
5.2. Ecuaciones Estructurales . . . . .	25
<b>6. Recomendaciones y conclusiones</b>	<b>27</b>
<b>A. Funciones de impulso respuesta y la serie de choques</b>	<b>31</b>
A.1. Funciones de impulso respuesta . . . . .	31
A.2. Choques estructurales . . . . .	33
<b>B. La matriz <math>H</math></b>	<b>34</b>
<b>C. Prueba de que el efecto traspaso sistemático es mayor que el incondicional</b>	<b>35</b>
<b>D. Cómo obtener la forma matricial</b>	<b>36</b>
<b>E. Algoritmo Metropolis-Hastings para Estimar un Modelo SVAR Bayesiano</b>	<b>36</b>
<b>F. Proposición 1 de Baumeister y Hamilton (2015)</b>	<b>37</b>
<b>G. Semielasticidad de índices de precios con respecto al TCN</b>	<b>38</b>

# 1. Introducción

El efecto traspaso del tipo de cambio a la inflación se refiere a la respuesta de precios locales ante variaciones en el tipo de cambio nominal (TCN). En otras palabras, representa la proporción de una variación del tipo de cambio que se “convierte” en inflación. La medición de este efecto es compleja debido a la relación simultánea entre el tipo de cambio nominal, la inflación y múltiples factores económicos. El desafío metodológico radica en aislar las variaciones de la inflación que sean atribuibles exclusivamente a fluctuaciones tipo de cambio nominal.

Las fluctuaciones del TCN pueden responder a diversas causas, y su impacto en la inflación difiere según el origen de la variación. En la literatura, se han identificado dos enfoques para analizar este efecto. Se denomina *efecto traspaso incondicional* a la respuesta de la inflación ante un choque exógeno del tipo de cambio, mientras que el *efecto traspaso condicional* se refiere a la respuesta de la inflación ante variaciones en el tipo de cambio inducidas por otro factor, lo que hace que la reacción de precios dependa de la naturaleza del choque (García-Cicco y García-Schmidt, 2020; Shambaugh, 2008; Ha et al., 2020).

Los modelos empleados para medir el efecto traspaso pueden clasificarse en modelos de *forma reducida* y modelos *estructurales*. Los modelos de forma reducida no permiten establecer relaciones de causalidad, por lo que las estimaciones del efecto traspaso reflejan únicamente correlaciones, haciéndolas vulnerables a sesgos por factores de confusión y causalidad simultánea. Un factor de confusión<sup>1</sup> es una variable que está correlacionada tanto con la variable dependiente (precios) como con la variable independiente (tipo de cambio). La causalidad simultánea, por su parte, se refiere a que no solo las variaciones en el tipo de cambio afectan la inflación, sino que también los movimientos de la inflación pueden influir en el tipo de cambio nominal. En la economía costarricense, ambos sesgos están presentes, por lo que la estimación del efecto traspaso se aborda mediante una metodología estructural.

Por otro lado, los modelos estructurales aplican técnicas de identificación para explicar movimientos del tipo de cambio nominal por medio de choques exógenos. La medición del efecto traspaso consiste en analizar la respuesta de la inflación a choques exógenos del tipo de cambio nominal, los cuales, por definición, no pueden atribuirse a otros factores. En consecuencia, los modelos estructurales permiten estimar el efecto traspaso de manera más precisa.

En este estudio, analizamos el efecto traspaso del tipo de cambio a la inflación en Costa Rica desde tres perspectivas: efecto traspaso incondicional, efecto traspaso condicional y efecto traspaso sistemático. Los efectos de traspaso condicional e incondicional han sido ampliamente discutidos en la literatura (Shambaugh, 2008; García-Cicco y García-Schmidt, 2020; Ha et al., 2020). Adicionalmente, introducimos el concepto de *efecto traspaso sistemático*<sup>2</sup>, el cual se estudia por primera vez en esta investigación. Para ello, utilizamos la metodología de estimación de vectores autoregresivos estructurales de Baumeister y Hamilton (2015). Esta perspectiva es innovadora porque amplía la gama de variaciones del tipo de cambio en un contexto de relación estructural, lo que permite identificar la relación de causalidad de manera

---

<sup>1</sup>También conocido como “variable confusora” o “variable de confusión”.

<sup>2</sup>El término “sistemático” se adoptó del trabajo de Arias et al. (2019) que estudia el componente predecible en la respuesta de la política monetaria a choques inflacionarios, pero en este caso se aplica al efecto traspaso del TCN a la inflación.

más robusta.

El *efecto traspaso sistemático*, que incorpora variaciones cambiarias debidas a otros factores en su estimación, se espera que no sea significativo en economías con mercados cambiarios profundos, donde pocos factores afectan el tipo de cambio de manera sistemática y este se comporta como una “caminata aleatoria”. Sin embargo, en economías pequeñas y abiertas, como la costarricense, ciertos factores pueden tener efectos significativos sobre el tipo de cambio nominal. Un ejemplo de ello son los precios internacionales de materias primas, los cuales pueden incrementar el tipo de cambio nominal e impactar los precios locales. En este contexto, el efecto traspaso sistemático se refiere a la respuesta de la inflación ante estas variaciones del tipo de cambio, incluso cuando el impacto del aumento de los precios internacionales de materias primas sobre el tipo de cambio no se considera inesperado o un choque exógeno.

El efecto traspaso sistemático es especialmente relevante en economías donde el proceso de formación de precios presenta algún grado de “dolarización”. Con esto nos referimos a que los precios de bienes y servicios están correlacionados con las variaciones en el tipo de cambio, sin que necesariamente el precio esté denominado en dólares. Para reforzar este argumento encontramos que en Costa Rica más de la mitad de los precios de bienes y servicios que componen el Índice de Precios al Consumidor tienen una correlación positiva con fluctuaciones del tipo de cambio nominal<sup>3</sup>. Esta relación directa genera un vínculo inmediato entre las fluctuaciones cambiarias y la inflación. A diferencia de los efectos incondicionales y condicionales, el efecto sistemático no discrimina si la variación del tipo de cambio es anticipada o no.

La literatura internacional, resumida en los trabajos de Iorngurum (2024); Tunç (2017); Aron et al. (2014), evidencia una amplia variabilidad en las estimaciones del efecto traspaso incondicional. Esta variabilidad se debe tanto a factores metodológicos como a características económicas, entre ellas el nivel de apertura comercial, la inflación, la política monetaria, la volatilidad del tipo de cambio, la composición de las importaciones y el nivel de dolarización. Las metodologías utilizadas han evolucionado desde ecuaciones lineales simples hasta modelos de sistemas de ecuaciones y modelos estructurales más sofisticados (Aron et al., 2014), que han incorporado técnicas para abordar problemas como la falta de estacionariedad y la endogeneidad.

En cuanto al efecto traspaso condicional, que ha sido menos estudiado, se ha encontrado un mayor traspaso cuando la variación del tipo de cambio es originada por choques externos o de política monetaria en comparación con choques de demanda domésticos (Tunç, 2017; Corbo y Di Casola, 2018; Forbes et al., 2018).

En Costa Rica, el efecto traspaso incondicional ha sido estudiado con diversas metodologías y en distintos periodos (León et al., 2001, 2002; Calderón Moya, 2005; Rodríguez-Vargas, 2009; Orane, 2016; Esquivel Monge y Gómez-Rodríguez, 2010; Brenes-Soto y Esquivel-Monge, 2018; Brenes-Soto et al., 2023). Las estimaciones indican un rango del 5 % al 22 % en el corto plazo y del 36 % al 68 % en el largo plazo, con evidencia de asimetrías de signo, que registran un mayor efecto en episodios de depreciación (20-35 %) que en apreciación (0-15 %) (Brenes-Soto y Esquivel-Monge, 2018). Estos estudios presentan limitaciones metodológicas, como el uso de modelos

---

<sup>3</sup>Ver el Anexo G para más detalle. El análisis ahí mostrado contrasta con el concepto clásico de dolarización, en el cual, según Drenik y Perez (2020), la economía costarricense se clasifica con dolarización baja.

de ecuaciones reducidas o modelos VAR con identificación de Cholesky, cuya validez teórica puede ser cuestionada.

Nuestros resultados sugieren que el efecto de traspaso cambiario incondicional genera un aumento de 0,04 puntos porcentuales en la inflación ante un choque que incrementa el tipo de cambio nominal en 1 % con respecto a un año atrás, lo que representa una semielasticidad del 4 % de la inflación con respecto al TCN. Este incremento inflacionario alcanza su máximo de 0,09 p.p. cinco meses después del choque inicial, el equivalente a 9 % de semielasticidad.

En cuanto al traspaso condicional, estimamos que un choque de política monetaria costarricense tiene un efecto de traspaso del 35,6 % sobre la inflación, con una persistencia que se extiende aproximadamente tres años. Específicamente, ante un choque de política monetaria que aprecia el colón en un punto porcentual (reducción del TCN), la inflación interanual se reduce en 0,36 p.p. Este hallazgo indica que las variaciones en la tasa de política monetaria contribuyen a la correlación observada entre el TCN y la inflación, sin que necesariamente exista una relación de causalidad directa entre ambas variables.

Finalmente, el efecto traspaso sistemático revela una semielasticidad de la inflación con respecto al tipo de cambio nominal del 25 %, en contraste con el 4 % estimado para el efecto de traspaso incondicional. Esta diferencia sustancial indica que las fluctuaciones del tipo de cambio nominal ejercen una influencia sistemática sobre la dinámica de los precios domésticos.

Este resultado permite abordar una cuestión poco explorada en la literatura: más allá de los mecanismos causales directos, ¿en qué medida la inflación responde de forma sistemática a las variaciones del tipo de cambio? El enfoque del traspaso sistemático ofrece una medida de la sensibilidad inherente del nivel de precios ante movimientos cambiarios, capturando relaciones que van más allá de choques exógenos aislados.

La principal implicación de estos hallazgos es que la marcada diferencia entre el traspaso sistemático y el incondicional constituye evidencia de que, aunque el tipo de cambio nominal contiene información valiosa para anticipar la inflación, sus variaciones exógenas no son efectivas para incidir directamente sobre ella.

Este documento se estructura de la siguiente forma. En la Sección 2 se analizan las estimaciones previas del efecto traspaso en Costa Rica. En la Sección 3 se desarrolla el modelo estructural. La Sección 4 detalla el proceso de estimación, mientras que la Sección 5 presenta los resultados de los tres tipos de efecto traspaso y las ecuaciones estructurales resultantes. Finalmente, la Sección 6 contiene las conclusiones y recomendaciones del análisis.

## **2. Literatura sobre el efecto traspaso en Costa Rica**

En esta sección se analizan las estimaciones previas del efecto traspaso en Costa Rica, varias de las cuales se resumen en el Cuadro 1. Los estudios anteriores han aplicado diversas metodologías, abarcan diferentes periodos y consideran particularidades que se detallan a continuación.

**Una nota sobre la comparabilidad de las estimaciones.** Antes de profundizar en el análisis de las estimaciones previas del efecto traspaso en Costa Rica, es necesario señalar que algunas de ellas no son directamente comparables debido a diferencias en la transformación de las variables empleadas y el horizonte de agregación de los datos.

Para facilitar la comparación del efecto traspaso entre diferentes estudios y muestras, es fundamental que todas las medidas se expresen en términos de semielasticidades. Sin embargo, el cálculo habitual del efecto traspaso se basa en la relación entre la respuesta acumulada de la variable de precios ante un choque en el tipo de cambio nominal y la respuesta acumulada del tipo de cambio nominal ante dicho choque. Este cálculo puede interpretarse como una elasticidad o semielasticidad únicamente si se han empleado los logaritmos<sup>4</sup> del nivel de precios y del tipo de cambio en las especificaciones, o si, en su defecto, se ha realizado el ajuste correspondiente para convertir los coeficientes en semielasticidades.

Aún si se cuenta con una semielasticidad, esta puede representar diferentes perspectivas. Por ejemplo, la semielasticidad del nivel de precios ante variaciones en el tipo de cambio nominal es distinta de la semielasticidad de la inflación. La falta de uniformidad en la metodología puede introducir sesgos en las conclusiones y dificultar la interpretación de los resultados en diferentes contextos.

En el caso específico de las estimaciones mencionadas en esta sección, se documenta que todas expresan las variables de precios y tipo de cambio en variaciones porcentuales o su equivalente; sin embargo, lo hacen con distintos horizontes (mensual, semestral o interanual).

**Modelos de una ecuación lineal.** Los primeros trabajos sobre el efecto traspaso del tipo de cambio en Costa Rica se enfocan en el estudio de un efecto simétrico mediante el uso de modelos lineales de una ecuación, estimados con el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Estos estudios fueron realizados mayoritariamente durante el periodo en que estuvo vigente el régimen cambiario de paridad reptante (León et al., 2001, 2002; Calderón Moya, 2005; Castrillo y Laverde, 2008; Rodríguez-Vargas, 2009). Los resultados de estos trabajos sugieren que el efecto traspaso a la inflación global se encuentra en un rango entre el 5% y el 16% en el corto plazo (véase Figura 1) y entre el 36% y el 66% en el largo plazo (véase Figura 2).

Uno de los primeros estudios estima un modelo de inflación para el periodo 1990-2001 (León et al., 2001), en el cual la inflación se explica por variables como la variación del tipo de cambio nominal, la desviación del tipo de cambio real con respecto a su nivel de equilibrio, la brecha del producto, la inflación rezagada y la apertura comercial. Una limitación de estos enfoques de una sola ecuación es que ignoran la existencia de relaciones bidireccionales entre las variables, como la interacción entre la variación del tipo de cambio y la inflación. Se esperaría que las variaciones en el tipo de cambio también sean afectadas por la inflación, ya que una mayor inflación interna tiende a depreciar la moneda local. Esta relación bidireccional es especialmente relevante en un régimen de paridad reptante, donde las devaluaciones de la moneda nacional eran guiadas por la diferencia entre la tasa

---

<sup>4</sup>También es posible expresar las variables en primeras diferencias del logaritmo, lo cual es una aproximación a variaciones porcentuales. En cualquiera de estos casos, las funciones de impulso-respuesta deben acumularse para expresarlas en términos de semielasticidades.

de inflación interna y la internacional (Delgado, 2000).

Adicionalmente, el modelo de León et al. (2001) omite variables de política monetaria, como la tasa de interés o los agregados monetarios<sup>5</sup>. La ausencia de estas variables podría generar endogeneidad, dado que los factores monetarios pueden afectar simultáneamente los precios y el tipo de cambio, sin que el ajuste de precios necesariamente ocurra a través de la variación cambiaria. Este problema ha sido señalado por Shambaugh (2008).

Estudios posteriores (Calderón Moya, 2005; Castrillo y Laverde, 2008; Rodríguez-Vargas, 2009) han validado el modelo de León et al. (2001) y obtienen resultados similares en el corto plazo y algunas variaciones en el largo plazo. En particular, Calderón Moya (2005) encuentra un efecto traspaso del 66 % en el largo plazo, mientras que Castrillo y Laverde (2008) reporta estimaciones menores, con un efecto de 6 % en el corto plazo y 33 % en el largo plazo.

**Modelos de sistemas de ecuaciones lineales.** Otro grupo de estudios (Calderón Moya, 2005; Esquivel Monge y Gómez-Rodríguez, 2010; Orane, 2016; BCCR, 2023; Brenes-Soto et al., 2023) ha analizado el efecto traspaso mediante modelos de sistemas de ecuaciones lineales, como Vectores Autorregresivos (VAR) y Regresiones Aparentemente No Relacionadas (SUR, por sus siglas en inglés).

Los modelos VAR son particularmente útiles cuando existen variables endógenas, es decir, aquellas que se retroalimentan mutuamente. En estos modelos, cada variable endógena se explica por sus propios rezagos y los de las demás variables del sistema, lo que permite capturar dinámicas complejas.

La mayoría de los estudios previos emplean la identificación recursiva de Cholesky, la cual permite descomponer los choques de manera ortogonalizada. Sin embargo, esta metodología tiene limitaciones, ya que impone restricciones a las relaciones entre variables que pueden ser difíciles de justificar y, además, el ordenamiento de las variables puede influir significativamente en los resultados (Shambaugh, 2008).

En este contexto, Orane (2016) estima un VAR con identificación recursiva para el periodo 2000-2014, en el que incluye variables como el tipo de cambio, el Índice Mensual de Actividad Económica (IMAE), la Tasa de Política Monetaria (TPM) y un índice de precios. Sus resultados indican un efecto acumulado del 21,9 % a un año y del 34,3 % en el largo plazo. Una actualización de estas estimaciones, reportada en BCCR (2023), encuentra que el efecto traspaso general disminuyó a 12,3 % en el periodo de flexibilidad cambiaria (2006-2022).

**Modelos no lineales.** Estudios recientes (Esquivel Monge y Gómez-Rodríguez, 2010; Brenes-Soto y Esquivel-Monge, 2018; Brenes-Soto et al., 2023) han explorado modelos no lineales para estimar el efecto traspaso. Esquivel Monge y Gómez-Rodríguez (2010) aplican un modelo LSTVAR<sup>6</sup>, a partir del cual encuentran evidencia de asimetrías relacionadas con variaciones en los precios del petróleo. Asimismo, Brenes-Soto y Esquivel-Monge (2018) encuentran que el efecto traspaso es mayor en depreciaciones que en apreciaciones cuando los choques son de magnitud mediana o grande.

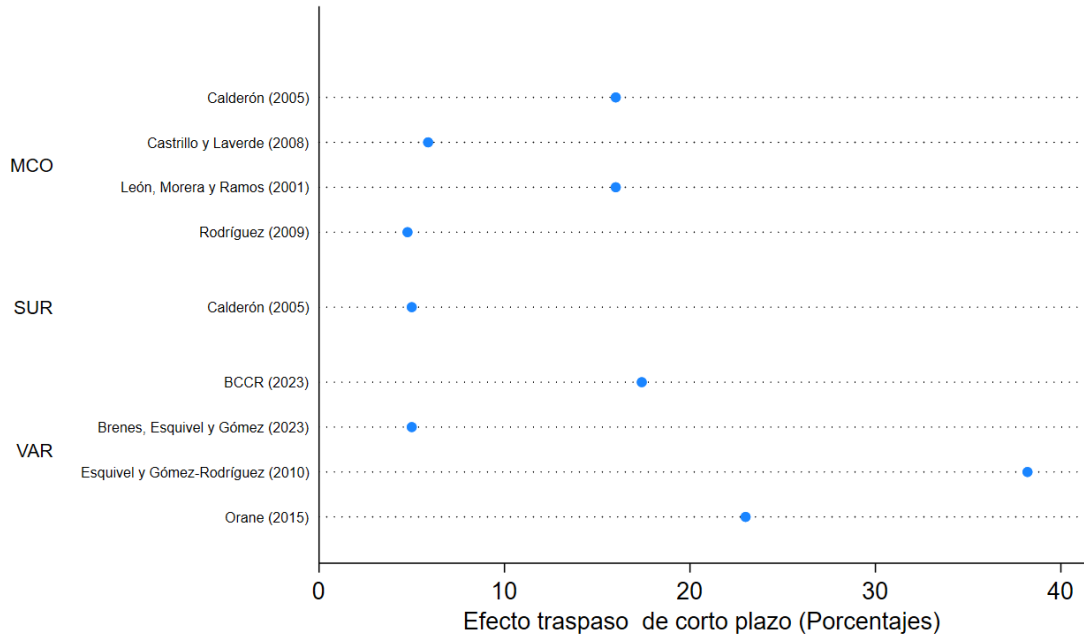
---

<sup>5</sup>Debe considerarse que, durante ese periodo y hasta 2006, con un régimen cambiario fijo y libre movilidad de capitales, la política monetaria tenía un margen de acción limitado.

<sup>6</sup>Cuyas siglas corresponden a Logistic Smooth Transition Vector Autoregressive.

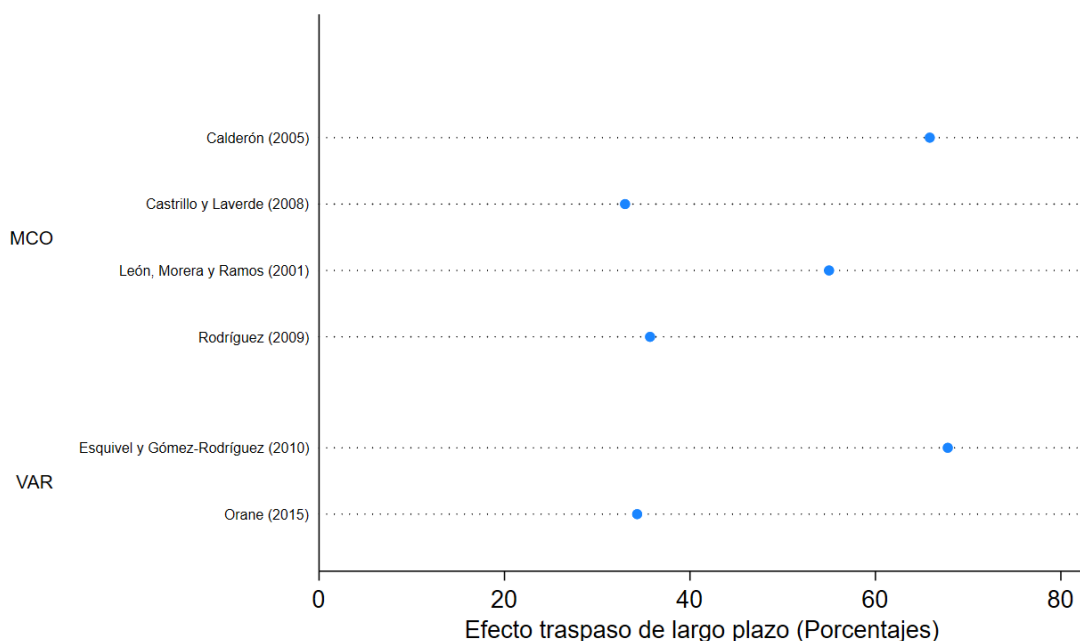
Finalmente, Brenes-Soto et al. (2023) estiman un VAR con cambio de régimen endógeno, en el que diferencian entre choques altos y bajos en el tipo de cambio. Sus resultados sugieren que el efecto traspaso puede estar subestimado si no se consideran los factores que inducen los choques cambiarios.

Figura 1: Estimaciones previas del efecto traspaso a corto plazo por modelo y autor



**Nota:** Los valores no son directamente comparables debido al uso de diferentes horizontes a la hora de medir el efecto traspaso. **Fuente:** Elaboración propia.

Figura 2: Estimaciones previas del efecto traspaso a largo plazo por modelo y autor



**Nota:** Los valores no son directamente comparables debido al uso de diferentes horizontes a la hora de medir el efecto traspaso. **Fuente:** Elaboración propia.

Cuadro 1: Estimaciones previas del traspaso de tipo de cambio en Costa Rica

N	Autor	Periodo	Metodología	Aperturas	Traspaso CP (%)	Traspaso LP (%)
1	León, Morera y Ramos (2001)	1991-2001	MCO	General	0.16	0.55
2	León, Laverde y Durán (2002)	1991-2001	MCO	Transables	0.13	0.68
2	León, Laverde y Durán (2002)	1991-2001	MCO	No transables	0.10	0.52
3	Calderón Moya (2005)	1991-2003	MCO	General	0.16	0.66
3	Calderón Moya (2005)	1991-2003	MCO	IP Subyacente	0.23	0.74
3	Calderón Moya (2005)	1991-2003	SUR	General	0.05	-
3	Calderón Moya (2005)	1991-2003	SUR	IP Subyacente	0.10	-
4	Castrillo y Laverde (2008)	1991-2007	MCO	General	0.06	0.33
5	Rodríguez (2009)	1991-2009	MCO	General	0.05	0.36
6	Esquivel y Gómez-Rodríguez (2010)	1991-2009	LSTVAR	Régimen alto	0.24	0.47
6	Esquivel y Gómez-Rodríguez (2010)	1991-2009	LSTVAR	Régimen bajo	0.18	0.25
6	Esquivel y Gómez-Rodríguez (2010)	1991-2009	VAR	General	0.28	0.68
7	Orane (2015)	2000-2014	VAR	General	0.22	0.34
7	Orane (2015)	2006-2014	VAR	General	0.24	-
8	Brenes y Esquivel (2017)	2006-2017	Mod. Estructural de rezago autodistribuido	Depreciación Peq.	-	0.22
8	Brenes y Esquivel (2017)	2006-2017	Mod. Estructural de rezago autodistribuido	Depreciación Gde.	-	0.35
8	Brenes y Esquivel (2017)	2006-2017	Mod. Estructural de rezago autodistribuido	Apreciación Peq.	-	0.00
8	Brenes y Esquivel (2017)	2006-2017	Mod. Estructural de rezago autodistribuido	Apreciación Gde.	-	0.15
9	Brenes, Esquivel y Gómez-Rodríguez (2023)	2009-2021	RS-VAR	Régimen alto	0.60	-
9	Brenes, Esquivel y Gómez-Rodríguez (2023)	2009-2021	RS-VAR	Régimen bajo	0.05	-
9	Brenes, Esquivel y Gómez-Rodríguez (2023)	2009-2021	VAR	General	0.05	-
10	BCCR (2023)	2006-2015	VAR	General	0.29	-
10	BCCR (2023)	2015-2022	VAR	General	0.11	-
10	BCCR (2023)	2015-2022	VAR	General	0.12	-
11	Gómez-Rodríguez (2024)	2020-2023	SVAR	No condicional	0.12	-

**Nota:** CP: corto plazo. LP: largo plazo. **Fuente:** Elaboración propia.

### 3. Un modelo de relaciones estructurales

El modelo utilizado en este trabajo se basa en un sistema de ecuaciones estructurales que describe el comportamiento de cada una de las variables. Por ejemplo, se modela explícitamente cómo la inflación se determina a partir de otras variables, como el tipo de cambio y las tasas de interés. Este enfoque dinámico asigna a cada variable su propia ecuación, de manera que, además de la inflación, el tipo de cambio y las tasas de política monetaria de Costa Rica y de los Estados Unidos también cuentan con sus funciones de reacción específicas. Aunque no captura todos los factores relevantes, este modelo proporciona un marco suficiente para ilustrar el efecto traspaso.

La formulación dinámica del modelo permite una mayor flexibilidad en la identificación de los choques que interactúan en el sistema. Esto facilita la aplicación de estrategias de identificación menos restrictivas y más adaptadas a la naturaleza de los datos y a los objetivos del análisis.

El modelo considera las siguientes variables: inflación ( $\pi_t$ ) y tasa de interés<sup>7</sup> ( $i_t$ ) de Costa Rica, el tipo de cambio del dólar estadounidense respecto al colón ( $x_t$ ), así como inflación ( $\pi_t^{\text{EUA}}$ ) y tasa de interés<sup>8</sup> ( $i_t^{\text{EUA}}$ ) de los Estados Unidos. Más adelante, cada una de estas variables será definida con mayor detalle.

Para representar la dinámica intertemporal del modelo, utilizamos la notación  $f_z(\mathfrak{F}_{t-1})$ , que describe cómo la variable  $z_t$  responde a la información disponible hasta el momento  $t - 1$ . Esta información, contenida en los valores pasados de todas las variables del sistema, se denota como  $\mathfrak{F}_{t-1}$ .

#### 3.1. Ecuaciones del Modelo

A continuación, describimos las ecuaciones que forman parte del modelo, donde cada una representa cómo se determina cada variable en relación con las demás. Las restricciones impuestas sobre estas ecuaciones (véase Cuadro 2) están respaldadas por la teoría económica y el contexto de la economía costarricense.

**Modelo de inflación.** En el modelo, la inflación interanual ( $\pi_t$ ) en el mes  $t$  responde, a través de  $f_\pi(\mathfrak{F}_{t-1})$ , a los rezagos de todas las variables del sistema. Además, la inflación se ajusta dinámicamente a las variaciones contemporáneas de otras variables del modelo ( $i_t^{\text{EUA}}, \pi_t^{\text{EUA}}, x_t, i_t$ ). El residuo se interpreta como un choque<sup>9</sup> de precios ( $\epsilon_t^\pi$ ). La ecuación correspondiente es:

$$\pi_t = c^\pi + \eta^i i_t^{\text{EUA}} + \eta^\pi \pi_t^{\text{EUA}} + \beta x_t + \tau i_t + f_\pi(\mathfrak{F}_{t-1}) + \sigma^\pi \epsilon_t^\pi. \quad (1)$$

Los términos en la ecuación (1) incluyen coeficientes ( $\eta^i, \eta^\pi, \beta, \tau$ ), cuyas restricciones de identificación se describen a continuación:

- $\eta^i$ : Representa la influencia de la tasa de interés de los Estados Unidos sobre la inflación en Costa Rica. No se imponen restricciones a este parámetro, ya que el efecto puede ser ambiguo: por un lado, podría reducir la inflación a

<sup>7</sup>Corresponde a la tasa de política monetaria.

<sup>8</sup>Se refiere a la tasa de fondos federales.

<sup>9</sup>Se define como una variación de precios no explicada por ninguna de las otras variables del modelo ni por sus rezagos, considerándose una variación *sorpresa* en la inflación.

través de una menor demanda agregada; por otro, podría aumentarla debido a expectativas inflacionarias.

- $\eta^\pi$ : Captura la respuesta de la inflación local ante variaciones en la inflación de los Estados Unidos. Este parámetro se restringe a valores positivos, para reflejar que un incremento en los precios de los Estados Unidos, incluidos los bienes importados, genera presiones inflacionarias en la economía local<sup>10</sup>.
- $\beta$ : Representa la sensibilidad de la inflación a variaciones en el tipo de cambio nominal<sup>11</sup>. Por lo general, las depreciaciones se asocian con aumentos en la inflación, por lo que este parámetro se restringe a valores positivos.
- $\tau$ : Determina la respuesta de la inflación local ante cambios en la tasa de política monetaria. Se espera que su valor sea negativo, ya que las tasas de interés más altas tienden a reducir los precios al incentivar el ahorro y desincentivar el consumo y la inversión, lo que disminuye la demanda agregada y, por ende, la inflación.

La ecuación (1), al igual que las que se presentarán a continuación, es estructural. Esto implica que establece relaciones causales entre las variables, en contraste con una regresión lineal en forma reducida, que únicamente describe correlaciones sin distinguir la dirección de los efectos.

**Modelo de tipo de cambio nominal.** La siguiente ecuación del modelo describe el comportamiento de la tasa de variación interanual del tipo de cambio nominal:

$$x_t = c^x + \kappa^i i_t^{\text{EUA}} + \kappa^\pi \pi_t^{\text{EUA}} + \phi i_t + \alpha \pi_t + f_x(\mathfrak{F}_{t-1}) + \sigma^x \epsilon_t^x. \quad (2)$$

La teoría económica nos proporciona expectativas sobre los signos de los coeficientes en la ecuación (2):

- $\kappa^i$ : Representa la respuesta del tipo de cambio nominal ante variaciones en la tasa de interés de los Estados Unidos. Se espera que un incremento en esta última provoque una apreciación del dólar estadounidense ante la movilización de flujos de capital hacia el exterior, por lo que  $\kappa^i$  debe ser positivo.
- $\kappa^\pi$ : Captura la influencia de la inflación en los Estados Unidos sobre el tipo de cambio nominal. Aumentos en la inflación estadounidense suelen generar una depreciación del dólar, por lo que se espera que  $\kappa^\pi$  sea negativo.
- $\phi$ : Representa la respuesta del tipo de cambio nominal ante cambios en la tasa de interés local. Este coeficiente se restringe a valores negativos, ya que una mayor tasa de interés en Costa Rica tiende a incentivar la entrada de flujos de capital, lo que genera una apreciación del colón frente al dólar.
- $\alpha$ : Este coeficiente se espera que sea positivo, dado que una mayor inflación local, generalmente, deprecia el colón frente al dólar.

<sup>10</sup>Sin embargo, el efecto en la inflación podría ser ambiguo si el choque inflacionario externo es de demanda. Esto puede ocurrir cuando, por ejemplo, mayores aranceles aumentan los precios externos pero deprimen la economía

<sup>11</sup>Este efecto, al que llamamos efecto traspaso *sistemático*, será desarrollado con mayor detalle en secciones posteriores.

El término  $\epsilon_t^x$  representa un choque en el tipo de cambio nominal. En la literatura, el efecto traspaso<sup>12</sup> se mide como la respuesta de la inflación a  $\epsilon_t^x$ , en contraste con la respuesta sistemática de la inflación al tipo de cambio nominal, representada por  $\beta$  en la ecuación de inflación (ecuación 1).

**Política monetaria de Costa Rica.** La ecuación (3) representa la política monetaria de Costa Rica. Según los supuestos considerados, esta es una aproximación a la regla de política monetaria, aunque no constituye una representación exacta. Si bien el BCCR ha manifestado que no interviene en el mercado cambiario para controlar la inflación, en esta ecuación se supone que la tasa de política monetaria costarricense (TPM) responde sistemáticamente a la inflación, a la tasa de interés estadounidense y al tipo de cambio nominal. En la práctica, el BCCR da seguimiento a estas dos últimas variables como parte de su análisis económico y de proyecciones de inflación.

El modelo impone restricciones a los coeficientes  $\xi^i$ ,  $\xi^\pi$ ,  $\delta$  y  $\gamma$ , y supone que todos son positivos. Esto refleja la influencia esperada de estos factores en la determinación de la tasa de interés, modelada como:

$$i_t = c^i + \xi^i i_t^{\text{EUA}} + \xi^\pi \pi_t^{\text{EUA}} + \delta x_t + \gamma \pi_t + f_i(\mathfrak{F}_{t-1}) + \sigma^i \epsilon_t^i. \quad (3)$$

**Modelo del sector de los Estados Unidos.** Finalmente, consideramos las interacciones entre las variables clave de los Estados Unidos, modeladas como:

$$i_t^{\text{EUA}} = c^{i^{\text{EUA}}} + \theta^\pi \pi_t^{\text{EUA}} + f_{i^{\text{EUA}}}(\mathfrak{F}_{t-1}) + \sigma^{i^{\text{EUA}}} \epsilon_t^{i^{\text{EUA}}}, \quad (4)$$

$$\pi_t^{\text{EUA}} = c^{\pi^{\text{EUA}}} + \theta^i i_t^{\text{EUA}} + f_{\pi^{\text{EUA}}}(\mathfrak{F}_{t-1}) + \sigma^{\pi^{\text{EUA}}} \epsilon_t^{\pi^{\text{EUA}}}. \quad (5)$$

En la ecuación (4), se espera que  $\theta^\pi$  sea positivo, de forma que la tasa de interés estadounidense responda de manera directa a la inflación en ese país. En cambio, en la ecuación (5), se supone que  $\theta^i$  es negativo, para reflejar que mayores tasas de interés tienden a reducir la inflación.

En ambas ecuaciones (4) y (5), se supone que las variables estadounidenses no responden contemporáneamente a las variables costarricenses ( $i_t$ ,  $\pi_t$ ,  $x_t$ ) ni a sus rezagos. Este supuesto es consistente con la idea de que Costa Rica es una economía pequeña y tomadora de precios en el contexto internacional.

Sin las restricciones impuestas, todas las ecuaciones planteadas serían equivalentes, ya que incluyen el mismo conjunto de variables. Por ello, estas restricciones se denominan *restricciones de identificación*.

### 3.2. Modelo Autorregresivo Vectorial Estructural

Al integrar las ecuaciones (1)-(5), se forma un sistema que puede plantearse como un modelo autorregresivo de vectores estructural (SVAR, por sus siglas en inglés). Este sistema está diseñado para que los resultados no dependan del orden de las variables. Sin embargo, para comparar este modelo con otros en los que el orden de las variables es relevante, las ecuaciones se han ordenado de manera que la variable

---

<sup>12</sup>Este es el efecto traspaso incondicional, un concepto que será analizado con mayor detalle más adelante.

Cuadro 2: Resumen de las restricciones de identificación

Parámetro	Efecto de ...	Signo
$\eta^i$	Tasa de interés de EUA en la inflación de Costa Rica.	*
$\eta^\pi$	Inflación de EUA en la inflación de Costa Rica.	+
$\beta$	Tipo de cambio en la inflación de Costa Rica.	+
$\tau$	Tasa de interés de Costa Rica en la inflación de Costa Rica.	-
$\kappa^i$	Tasa de interés de EUA en el tipo de cambio.	+
$\kappa^\pi$	Inflación de EUA en el tipo de cambio.	-
$\phi$	Tasa de interés de Costa Rica en el tipo de cambio.	-
$\alpha$	Inflación de Costa Rica en el tipo de cambio.	+
$\xi^i$	Tasa de interés de EUA en la tasa de interés de Costa Rica.	+
$\xi^\pi$	Inflación de EUA en la tasa de interés de Costa Rica.	+
$\delta$	Tipo de cambio en la tasa de interés de Costa Rica.	+
$\gamma$	Inflación de Costa Rica en la tasa de interés de Costa Rica.	+
$\theta^\pi$	Inflación de EUA en la tasa de interés de EUA	+
$\theta^i$	Tasa de interés de EUA en la inflación de EUA.	-

**Nota:** Se utiliza “\*” para describir un parámetro que no tiene restricción de signo, “+” para indicar que un parámetro está restringido a ser positivo, y “-” para indicar que un parámetro está restringido a ser negativo. **Fuente:** Elaboración propia.

potencialmente “más exógena” aparece primero, mientras que la “más endógena” se ubica al final en la definición del vector  $y_t$ . En forma matricial, este modelo se escribe de la siguiente manera<sup>13</sup>:

$$\begin{bmatrix} 1 & -\theta^\pi & 0 & 0 & 0 \\ -\theta^i & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -\kappa^i & -\kappa^\pi & 1 & -\phi & -\alpha \\ -\xi^i & -\xi^\pi & -\delta & 1 & -\gamma \\ -\eta^i & -\eta^\pi & -\beta & -\tau & 1 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} i_t^{\text{EUA}} \\ \pi_t^{\text{EUA}} \\ x_t \\ i_t \\ \pi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c^{\text{EUA}} \\ c^{\pi \text{EUA}} \\ c^x \\ c^i \\ c^\pi \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} f_{i^{\text{EUA}}}(\mathfrak{F}_{t-1}) \\ f_{\pi^{\text{EUA}}}(\mathfrak{F}_{t-1}) \\ f_x(\mathfrak{F}_{t-1}) \\ f_i(\mathfrak{F}_{t-1}) \\ f_\pi(\mathfrak{F}_{t-1}) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \sigma^{i^{\text{EUA}}} \epsilon_t^{i^{\text{EUA}}} \\ \sigma^{\pi^{\text{EUA}}} \epsilon_t^{\pi^{\text{EUA}}} \\ \sigma^x \epsilon_t^x \\ \sigma^i \epsilon_t^i \\ \sigma^\pi \epsilon_t^\pi \end{pmatrix}.$$

El modelo identifica cinco choques estructurales<sup>14</sup>: dos provenientes de la economía de los Estados Unidos, relacionados con la política monetaria ( $\epsilon_t^{i^{\text{EUA}}}$ ) y los precios ( $\epsilon_t^{\pi^{\text{EUA}}}$ ); uno asociado al tipo de cambio ( $\epsilon_t^x$ ); y dos choques locales, correspondientes a la política monetaria ( $\epsilon_t^i$ ) y los precios ( $\epsilon_t^\pi$ ).

Las variables del modelo definen el vector  $y_t$  como:

$$y_t = (i_t^{\text{EUA}} \quad \pi_t^{\text{EUA}} \quad x_t \quad i_t \quad \pi_t)'$$

Para representar  $f_y(\mathfrak{F}_{t-1})$ , se supone que  $y_t$  sigue un vector autorregresivo de orden  $p = 1$ , por simplicidad<sup>15</sup>. Esto implica que el modelo puede expresarse de forma compacta como:

$$Ay_t = c + \tilde{B}y_{t-1} + D^{1/2}\epsilon, \quad (6)$$

<sup>13</sup>El proceso detallado para formular el modelo en forma matricial se encuentra en el apéndice D.

<sup>14</sup>Al introducir los parámetros ( $\sigma^{i^{\text{EUA}}}$ ,  $\sigma^{\pi^{\text{EUA}}}$ ,  $\sigma^x$ ,  $\sigma^i$ ,  $\sigma^\pi$ ) estos choques están normalizados.

<sup>15</sup>En la práctica se utiliza  $p = 12$  debido a la frecuencia mensual de la variable y a la ventaja que representan los métodos bayesianos con respecto al número de parámetros a estimar.

donde  $D$  es la matriz diagonal de varianzas de los choques estructurales. Por construcción, la raíz cuadrada de esta matriz,  $D^{1/2}$ , corresponde a una matriz diagonal cuyos elementos son las raíces cuadradas de las varianzas de los choques.

La forma reducida<sup>16</sup> de este modelo se obtiene multiplicando ambos lados por la inversa de  $A$ :

$$\begin{aligned} y_t &= A^{-1}c + A^{-1}\tilde{B}y_{t-1} + A^{-1}D^{1/2}\epsilon \\ y_t &= \tilde{c} + \Phi y_{t-1} + H\epsilon \\ y_t &= \tilde{c} + \Phi y_{t-1} + u_t, \end{aligned} \tag{7}$$

donde  $\tilde{c} = A^{-1}c$ ,  $\Phi = A^{-1}\tilde{B}$  y  $H = A^{-1}D^{1/2}$ .

**Diferencia entre las especificaciones.** Los modelos SVAR se distinguen por su capacidad para caracterizar relaciones causales a través de dos enfoques complementarios. El modelo estructural de la ecuación 6 utiliza la matriz  $A$  para parametrizar las relaciones contemporáneas entre variables endógenas, permitiendo analizar, por ejemplo, cómo la inflación ( $\pi_t$ ) responde instantáneamente a variaciones en el tipo de cambio ( $x_t$ ) mediante el coeficiente  $\beta$ . Esta especificación facilita la identificación de relaciones causales y el análisis de choques específicos bajo supuestos explícitos sobre restricciones contemporáneas.

En contraste, la forma reducida de la ecuación 7 enfatiza la capacidad predictiva sobre la causalidad. Los términos de error  $u_t$  representan combinaciones lineales de choques estructurales, describiendo el comportamiento dinámico sin revelar directamente las interacciones causales subyacentes del sistema.

La caracterización estructural se realiza especificando la matriz  $A$  o la matriz  $H$ , siendo más común esta última mediante descomposición de Cholesky. Mientras  $A$  describe las relaciones contemporáneas entre variables endógenas,  $H$  caracteriza la respuesta de cada variable a choques estructurales específicos. En términos prácticos,  $A$  mide la respuesta contemporánea de la inflación a variaciones observadas en el tipo de cambio, mientras que  $H$  captura su reacción ante choques inesperados ( $\epsilon^x$ ) no predecibles por otras variables del modelo, proporcionando una visión más precisa de los efectos de perturbaciones estructurales.

### 3.3. Esquemas de identificación de choques

En la literatura de modelos SVAR, el problema de identificación surge porque un modelo VAR, estimado en su forma reducida, solo permite observar la matriz de covarianza de los residuos,  $\Omega = HH'$ , como se indica en la ecuación 7. Un modelo VAR se vuelve estructural cuando se busca identificar los componentes de  $H$ , ya sea de manera explícita o de manera implícita, a través de la matriz  $A$ . Sin supuestos de identificación no es posible determinar los elementos específicos de ninguna de estas matrices.

Nuestro modelo resalta la importancia de adoptar un enfoque estructural. Por ejemplo, ante un aumento inesperado en la inflación de los Estados Unidos (un choque de precios internacional), el modelo predice una depreciación del dólar frente al colón, es decir, una disminución de  $x_t$ . Al mismo tiempo, el incremento en los precios de importación genera un aumento en la inflación costarricense ( $\pi_t$ ). Sin un modelo

<sup>16</sup>La forma reducida corresponde a la formulación de  $y_t$  como un vector autoregresivo (VAR).

estructural que capture estas relaciones, solo se observaría una caída en el tipo de cambio y un incremento en la inflación, lo que podría llevar a concluir, erróneamente, que el efecto traspaso es negativo. La incapacidad de identificar los distintos choques que influyen en estas variables llevaría a que modelos no estructurales estimen un efecto de traspaso sesgado a la baja, es decir, inferior al valor verdadero.

El modelo que presentamos impone pocas restricciones, las cuales son justificadas por la teoría económica. Estas restricciones se reflejan en la matriz  $A$ , donde los ceros en las primeras dos filas representan restricciones de exclusión.

$$A = \begin{bmatrix} 1 & -\theta^\pi & 0 & 0 & 0 \\ -\theta^i & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -\kappa^i & -\kappa^\pi & 1 & -\phi & -\alpha \\ -\xi^i & -\xi^\pi & -\delta & 1 & -\gamma \\ -\eta^i & -\eta^\pi & -\beta & -\tau & 1 \end{bmatrix}$$

A continuación, discutiremos las implicaciones que tendría en nuestro modelo utilizar la estrategia de identificación más común en la literatura sobre el efecto traspaso en Costa Rica, conocida como identificación recursiva, triangular o de Cholesky.

**Identificación de *Cholesky*.** El supuesto de identificación más utilizado, debido a su simplicidad, es el triangular o de *Cholesky*, que supone que  $H$  tiene una estructura triangular. Cuando se analiza la matriz  $H^{17}$ , que se obtiene al invertir la matriz  $A$  y multiplicarla por la raíz cuadrada de la matriz  $D$ , se observa que para que esta sea triangular se requiere que:

$$\begin{aligned} \phi + \alpha\tau &= 0, \\ \alpha + \gamma\phi &= 0, \\ \gamma + \alpha\delta &= 0, \end{aligned}$$

cuyos parámetros son los mismos que conforman la matriz  $A$ . Como estas ecuaciones generan un sistema con tres restricciones y cinco parámetros, las soluciones se expresan en función de  $\delta$  y  $\gamma$ .

La primera solución surge en el caso más general, cuando  $\delta \neq 0$  y  $\gamma \neq 0$ :

$$(\alpha, \tau, \phi) = \left( \frac{-\gamma}{\delta}, \frac{1}{\gamma}, \frac{1}{\delta} \right).$$

Dado que  $\delta$  y  $\gamma$  deben ser positivos, esta solución implica que la respuesta del tipo de cambio nominal ante un aumento de la inflación ( $\alpha$ ) es negativa, es decir, la inflación apreciaría el colón. Además,  $\tau$  sería positivo, lo que sugiere que la inflación aumenta con la tasa de interés y que el colón se deprecia cuando esta sube ( $\phi > 0$ ). Sin embargo, estas restricciones son difíciles de justificar desde la teoría económica.

Si  $\gamma = 0$  pero  $\delta \neq 0$ , obtenemos:

$$(\alpha, \gamma, \phi) = (0, 0, 0),$$

---

<sup>17</sup>En el apéndice B se detalla la forma explícita de  $H$  en términos de los parámetros de las matrices  $A$  y  $D$ .

con  $\tau$  y  $\delta$  libres. Esto implica que los precios en Costa Rica no afectan el tipo de cambio nominal ( $\alpha = 0$ ), que la política monetaria no responde a la inflación ( $\gamma = 0$ ) y que la tasa de interés no influye en el tipo de cambio ( $\phi = 0$ ). Nuevamente, estas restricciones no son realistas en un modelo macroeconómico.

Si  $\delta = 0$ , la solución es:

$$(\alpha, \gamma, \delta, \phi) = (0, 0, 0, 0),$$

con  $\tau$  libre. Esto tendría implicaciones similares a las mencionadas en el caso anterior y son igualmente poco plausibles.

Adicionalmente, para que  $H$  sea triangular se requiere que  $\theta^\pi = 0$ , lo que implica que la política monetaria de los Estados Unidos no responde a la inflación. Este supuesto carece de respaldo económico.

En conclusión, la identificación triangular (de Cholesky) impone, en ocasiones de manera sutil, una serie de restricciones que no son defendibles desde la teoría económica. Aunque estas conclusiones dependen de las variables y del orden específico utilizado en nuestro modelo, consideramos que estos argumentos justifican una revisión crítica de las conclusiones y estimaciones derivadas de modelos con esta estrategia de identificación en otros contextos, específicamente en las estimaciones previas del efecto traspaso en Costa Rica.

### 3.4. Los diferentes tipos de efecto traspaso: condicional, incondicional y sistemático

El modelo planteado en este trabajo ha sido diseñado para examinar explícitamente los efectos de traspaso condicional e incondicional, ampliamente discutidos en la literatura (García-Cicco y García-Schmidt, 2020; Shambaugh, 2008; Ha et al., 2020), así como el efecto traspaso sistemático, introducido en esta investigación.

**El efecto traspaso incondicional.** Este es el tipo de efecto traspaso más comúnmente estudiado en la literatura. Se mide como la semielasticidad de la inflación ante un choque en el tipo de cambio nominal. De acuerdo con el modelo planteado, el efecto traspaso incondicional se obtiene a partir de la matriz  $H$ :

$$ET_{\text{incond.}} = \frac{\beta + \delta\tau}{1 - \gamma\tau}.$$

Esta expresión se deriva al dividir la respuesta de la variable  $\pi_t$  a un choque del tipo de cambio entre la respuesta  $x_t$  a ese mismo choque. Si estas variables están definidas como logaritmos o diferencias de logaritmos, el valor resultante se interpreta como una semielasticidad.

Se observa que, además de la respuesta directa de la inflación a una variación en el tipo de cambio ( $\beta$ , en la ecuación estructural 1 de inflación), otros factores influyen en esta medida de efecto traspaso. Por ejemplo, un mayor valor de  $\delta$  incrementa esta semielasticidad. Esto implica que, si la Tasa de Política Monetaria (TPM) responde directa o indirectamente a cambios en el tipo de cambio nominal (ver ecuación 3), el efecto traspaso incondicional se modifica.

En la literatura, el efecto traspaso incondicional ( $ET_{\text{incond.}}$ ) suele reportarse como *el* efecto traspaso. Sin embargo, investigaciones previas, como las de Shambaugh

(2008), han comenzado a centrar su atención en el efecto traspaso cuando las variaciones del tipo de cambio provienen de otros choques, como fluctuaciones en los precios internacionales, políticas monetarias, entre otros.

**El efecto traspaso condicional.** El tipo de cambio nominal puede variar por diversas razones, lo cual se refleja en nuestro modelo mediante la ecuación 2. En dicha ecuación se observa que el tipo de cambio responde a variaciones en las tasas de interés, los precios y los choques propios del tipo de cambio. Según Shambaugh (2008), el efecto traspaso—es decir, la respuesta de los precios a variaciones en el tipo de cambio—puede diferir en función del origen del choque que causa dichas fluctuaciones.

En nuestro modelo, existen cuatro choques, además del propio del tipo de cambio, uno por cada variable en el sistema. Por lo tanto, podemos calcular el efecto traspaso condicional para cada uno de estos cuatro choques. Este se mide de la siguiente forma:

$$ET_w(h) = \frac{\sum_{i=0}^h \text{resp}(\pi_{t+i}, \epsilon_t^w)}{\sum_{i=0}^h \text{resp}(z_{t+i}, \epsilon_t^w)}, \quad (8)$$

donde  $\text{resp}(z_{t+h}, \epsilon_t^w)$  representa la respuesta de la variable  $z$  en el periodo  $t+h$  ante un choque  $\epsilon_t^w$ . Esta respuesta se calcula como la diferencia entre la trayectoria de  $z$  condicionada a un choque<sup>18</sup>  $w$  y su trayectoria sin dicho choque.

En la expresión 8, el factor que provoca la variación de la inflación es  $w$ , no necesariamente el tipo de cambio. Por esta razón, esta medida tiene la limitación de no capturar exclusivamente los efectos del tipo de cambio nominal sobre los precios. En cambio, los efectos del tipo de cambio se combinan con los del choque correspondiente ( $w$ ).

**El efecto traspaso sistemático.** La evidencia académica sugiere que, en los mercados de divisas de mayor tamaño y mayor liquidez, como el dólar estadounidense o el euro, los tipos de cambio suelen comportarse de manera cercana a un “camino aleatorio” (Meese y Rogoff, 1983; Evans y Lyons, 2002). Por el contrario, en economías más pequeñas y con mercados cambiarios menos profundos, la concentración de la actividad en unos pocos “grandes jugadores” genera oportunidades de predicción debido a la menor competencia y la mayor influencia de sus operaciones (Lyons, 2001). Además, los estudios del Bank for International Settlements (BIS) (2022) muestran diferencias sustanciales en el volumen de negociación y la liquidez de las diversas monedas, lo que incide directamente en la velocidad de incorporación de la información al mercado y, por ende, en la predictibilidad de sus movimientos.

Por otra parte, la relativa predictibilidad del tipo de cambio del dólar estadounidense y cierto grado de fijación en dólares de precios locales pueden ejercer una influencia sistemática en la formación de precios internos en economías pequeñas y abiertas. Este fenómeno implica que la variación del tipo de cambio se traslada con rapidez a los precios domésticos, especialmente cuando algún porcentaje de los

---

<sup>18</sup>Este podría ser cualquiera de los que son parte del modelo:  $\epsilon_t^{i\text{EUA}}$ ,  $\epsilon_t^{\pi\text{EUA}}$ ,  $\epsilon_t^i$  o  $\epsilon_t^\pi$ .

insumos o bienes de consumo se valoran en dólares (Goldberg y Knetter, 1997). De este modo, incluso fluctuaciones acotadas del tipo de cambio pueden impactar en la inflación local, dado que los agentes económicos suelen ajustar sus expectativas de precios y salarios basándose en el comportamiento del dólar.

El *efecto traspaso sistemático*, como lo denominamos en el presente trabajo, representa este canal de influencia del tipo de cambio en los precios. Este se deriva de la estimación de la ecuación que determina la inflación (ver ecuación 1). Aunque la intuición económica sugiere que este parámetro no es uniforme para toda la economía—ya que puede variar en función del signo y la magnitud del cambio del tipo de cambio, el tipo de bien o servicio o, incluso, el tiempo—aquí lo representamos<sup>19</sup> mediante el parámetro  $\beta$ .

El efecto traspaso sistemático se diferencia del incondicional y del condicional en dos aspectos clave:

1. Este efecto no discrimina el origen de la variación del tipo de cambio, es decir, no distingue entre variaciones anticipadas o no anticipadas, ni el choque estructural que las generó.
2. No se mide como una semielasticidad. En lugar de ello,  $\beta$  representa una respuesta en términos absolutos, por lo que es una semilasticidad.

Los efectos de traspaso incondicional y condicional son comparables, dado que ambos se expresan como semielasticidades. Sin embargo, para comparar el efecto traspaso sistemático con los primeros dos, es necesario ajustar su valor con el uso de promedios o las observaciones finales de la muestra correspondientes al tipo de cambio nominal y al índice de precios.

## 4. Estimación del modelo

Estimar modelos estructurales, como el que planteamos acá, requiere técnicas sofisticadas para desentrañar las relaciones causales en los datos económicos. Un marco comúnmente utilizado es el de los Modelos Autorregresivos Vectoriales Estructurales (SVAR, por sus siglas en inglés), que permiten a los investigadores estimar los efectos dinámicos de los choques en las variables macroeconómicas mientras imponen restricciones teóricas mínimas. Este enfoque implica la identificación de choques estructurales mediante la aplicación de restricciones, como restricciones de signo y de valor cero en las respuestas a impulsos o las relaciones estructurales entre las variables endógenas, para garantizar que las relaciones estimadas sean coherentes con la teoría económica.

Baumeister y Hamilton (2015) destacan la integración de la inferencia bayesiana, que incorpora creencias previas y permite una exploración sistemática de la incertidumbre en los parámetros del modelo. Esta metodología proporciona un marco flexible y robusto para evaluar los efectos de los choques de política monetaria y otros fenómenos económicos, por tanto es un pilar fundamental del modelado econométrico contemporáneo. Esta sección describe los aspectos técnicos del planteo y la estimación del modelo que se han descrito en la sección anterior. Esta sección está dirigida a los lectores que buscan revisar o reproducir esta metodología; se recomienda avanzar a la siguiente sección a aquellos cuyo interés está en los resultados.

---

<sup>19</sup>Se puede considerar en futuras investigaciones el uso de modelos que relajen este supuesto.

## 4.1. Planteo del Modelo

La especificación principal del modelo que se procede a estimar se define como:

$$Ay_t = c + \tilde{B}y_{t-1} + D^{1/2}\epsilon, \quad (6)$$

$$Ay_t = B\mathbf{x}_{t-1} + D^{1/2}\epsilon, \quad (9)$$

donde  $B = [\tilde{B} \ c]$  y  $\mathbf{x}_{t-1} = [y_{t-1} \ 1]$ . Aquí se emplea un pequeño abuso de notación, ya que  $x_t$ , sin resaltar, denota la tasa de variación interanual del tipo de cambio nominal. Las matrices  $A$  y  $D$  son de dimensiones  $n \times n$ , donde  $n$  representa el número de variables en  $y_t$ . Cabe destacar que  $D$  es una matriz diagonal. Por su parte,  $B$  tiene dimensiones  $n \times k$ , con  $k = mn + 1$ , donde  $m$  corresponde al número de rezagos considerados.

La estimación de este modelo se basa en la metodología bayesiana desarrollada por Baumeister y Hamilton (2015) y Baumeister y Hamilton (2018). Este enfoque supone que cada parámetro de la matriz  $A$  sigue una distribución que satisface las condiciones iniciales definidas para su identificación, denominándose esta distribución como *a priori*. Condicional en  $A$ , se especifica la distribución *a priori* de los elementos de  $D$  y, a su vez, condicional en  $A$  y  $D$ , se describe la distribución *a priori* de  $B$ .

En la *Proposición 1* de Baumeister y Hamilton (2015), se detalla cómo, mediante integración, es posible obtener la función marginal de la distribución *a posteriori*<sup>20</sup> en términos de los elementos libres de  $A$ . Usando un algoritmo de *Metropolis-Hastings*<sup>21</sup>, es posible generar muestras de la distribución *a posteriori* del modelo. Esta distribución refleja un balance entre el grado de conformidad de los parámetros con la distribución *a priori* y su capacidad de explicar los datos observados.

Una característica importante del modelo es la posibilidad de imponer restricciones adicionales de identificación sobre los componentes de la matriz  $B$ . Esto permite considerar únicamente parámetros en los que las variables de los Estados Unidos no respondan sistemáticamente a los rezagos de las fluctuaciones de variables costarricenses, como el tipo de cambio, la tasa de interés y la inflación. Esta restricción resulta razonable para una economía pequeña como la costarricense.

En Baumeister y Hamilton (2018), los autores extienden el modelo para permitir la incorporación de restricciones sobre la matriz  $H$ . Esto posibilita, por ejemplo, imponer que la inflación en Costa Rica responda positivamente a las variaciones en el tipo de cambio ( $\beta > 0$ ) y a los choques del tipo de cambio ( $\epsilon_t^x$ ). Esta última restricción asegura un efecto traspaso incondicional positivo.

La formulación a continuación de estas distribuciones y restricciones sigue de manera muy cercana el enfoque presentado por Baumeister y Hamilton (2015). Se recomienda consultar directamente su trabajo para obtener información más detallada sobre las especificaciones y los fundamentos teóricos subyacentes.

<sup>20</sup>La distribución *a posteriori* incorpora información proveniente de los datos observados para actualizar las creencias o el conocimiento previo sobre los parámetros de un modelo. Este concepto se fundamenta en el teorema de Bayes, el cual combina la información previa (*a priori*) con la verosimilitud de los datos para ofrecer una estimación más informada de los parámetros.

<sup>21</sup>Se incluye una descripción del algoritmo en el Apéndice E.

## 4.2. Distribuciones *a priori*

**Distribución de la matriz  $A$ .** Para los parámetros que conforman la matriz  $A$ , planteamos una distribución de la familia  $t$  con tres grados de libertad, truncada positiva o negativa según se haya considerado conveniente en las restricciones de identificación (ver Cuadro 2).

Para referirnos al conjunto de parámetros de la matriz  $A$ , abusando nuevamente de la notación, se define el vector  $\alpha$ :

$$\alpha = (\theta^\pi \quad \theta^i \quad \kappa^i \quad \kappa^\pi \quad \alpha \quad \phi \quad \xi^i \quad \xi^\pi \quad \delta \quad \gamma \quad \eta^i \quad \eta^\pi \quad \beta \quad \tau)'$$

En el Cuadro 3 se presentan las distribuciones *a priori* de los coeficientes de la matriz  $A$  relacionados con las variables de tasas de interés e inflación de los Estados Unidos. Estos parámetros corresponden a las primeras dos columnas de la matriz  $A$ .

Cuadro 3: Tabla de distribuciones *a priori* de los coeficientes en las ecuaciones de variables de los Estados Unidos

Parámetro	Distribución	Media	Desviación Estándar
$\theta^\pi$	$t_3^+$	1,5	0,4
$\theta^i$	$t_3^-$	-1	1
$\kappa^i$	$t_3^+$	0,5	0,4
$\kappa^\pi$	$t_3^-$	-1	0,4
$\xi^i$	$t_3^+$	0,5	0,1
$\xi^\pi$	$t_3^+$	0,5	0,1
$\eta^i$	$t_3$	0	0,1
$\eta^\pi$	$t_3^+$	0,5	0,1

**Nota:** El subíndice en la distribución representa el número de grados de libertad, y el superíndice indica si la distribución es truncada positiva (+) o negativa (-).

Para los parámetros que describen la economía costarricense, se considera el siguiente conjunto de distribuciones *a priori*:

- Para el parámetro  $\phi$ , que representa la respuesta del tipo de cambio nominal (TCN) ante un incremento en la tasa de política monetaria (TPM), proponemos una distribución  $t$  con cien grados de libertad<sup>22</sup>, media -0,4 y truncada negativa. Esto refleja el hecho de que los incrementos de la TPM aprecian el colón costarricense.
- Para el parámetro  $\alpha$ , que representa la respuesta del TCN ante un incremento en la inflación de Costa Rica, proponemos una distribución  $t$  con tres grados de libertad, media 0,4 y truncada positiva, indicando que la inflación costarricense devalúa el colón.
- Para el parámetro  $\delta$ , que refleja la respuesta de la TPM ante un incremento en el TCN, proponemos una distribución  $t$  con tres grados de libertad, media 0,5 y truncada positiva. Esto refleja que la TPM respondería positivamente ante una depreciación del colón costarricense que aumente las expectativas de inflación.

<sup>22</sup>Mayores grados de libertad reflejan mayor confianza en la media del parámetro.

- Para el parámetro  $\gamma$ , que representa la respuesta de la TPM ante un incremento en la inflación de Costa Rica, proponemos una distribución  $t$  con tres grados de libertad, media 1,5 y truncada positiva. Esto indica que ante un incremento en la inflación se espera un incremento en la tasa de interés como parte de la política monetaria.
- Para el parámetro  $\beta$ , que mide el efecto traspaso sistemático, proponemos una distribución  $t$  con tres grados de libertad, media 0,2 y truncada positiva, reflejando que incrementos en el TCN presionan la inflación costarricense.
- Para el parámetro  $\tau$ , que representa la respuesta de la inflación ante un incremento de la TPM, proponemos una distribución  $t$  con tres grados de libertad, media -1 y truncada negativa, indicando que la inflación disminuye con aumentos en las tasas de interés.

El valor de la función de densidad *a priori* de la matriz  $A$  viene dada por:

$$p(A) = p(\theta^\pi)p(\theta^i)p(\kappa^i)p(\kappa^\pi) \cdots p(\tau).$$

Para ilustrar, a continuación se muestra una realización de la matriz  $A$  a partir de su distribución *a priori* ya descrita:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & -2,17 & 0 & 0 & 0 \\ 1,25 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -1,50 & 0,74 & 1 & 0,82 & -1,14 \\ -5,22 & -0,97 & -0,42 & 1 & -0,80 \\ 1,38 & -0,77 & -0,10 & 0,04 & 1 \end{bmatrix}.$$

**Distribución de la matriz  $D$ .** Para la distribución *a priori* de la matriz  $D$ , siguiendo Baumeister y Hamilton (2015), consideramos la siguiente expresión para el inverso de los elementos de la diagonal de  $D$ :

$$p(d_{ii}^{-1} | A) = \begin{cases} \frac{\tau_i^{\kappa_i}}{\Gamma(\kappa_i)} (d_{ii}^{-1})^{\kappa_i-1} \exp(-\tau_i d_{ii}^{-1}) & \text{para } d_{ii}^{-1} \geq 0, \\ 0 & \text{en otro caso.} \end{cases}$$

donde  $\kappa_i = 2$  y  $\tau_i = 2 \cdot a_i' S a_i$ . El vector  $a_i'$  es la fila  $i$  de la matriz  $A$ . La matriz  $S$  se utiliza como escala<sup>23</sup>. Se pueden emplear distintas matrices para  $S$ , como la matriz de varianzas de los errores del modelo en forma reducida, o como en este caso, una matriz de covarianzas de los errores de modelos AR(4) estimados para cada variable individual.

**Distribución de la matriz  $B$ .** Se utilizan distribuciones *a priori* normales para los coeficientes estructurales rezagados  $B$ , con resultados particularmente simples si los coeficientes se consideran independientes,  $\mathcal{N}(\mathbf{m}_i, d_{ii} \mathbf{M}_i)$ , a través de las ecuaciones:

$$p(B|D, A) = \prod_{i=1}^n p(\mathbf{b}_i | D, A),$$

<sup>23</sup>Esta no es estrictamente necesaria, pero permite una convergencia más rápida del algoritmo.

$$p(\mathbf{b}_i|D, A) = \frac{1}{(2\pi)^{k/2} |d_{ii}\mathbf{M}_i|^{1/2}} \exp \left[ -\frac{1}{2} (\mathbf{b}_i - \mathbf{m}_i)' (d_{ii}\mathbf{M}_i)^{-1} (\mathbf{b}_i - \mathbf{m}_i) \right].$$

Aquí,  $\mathbf{b}'_i$  denota la fila  $i$ -ésima de  $B$  (los coeficientes rezagados para la  $i$ -ésima ecuación estructural). Así,  $\mathbf{m}_i$  denota la media *a priori* para los coeficientes rezagados en la  $i$ -ésima ecuación y  $d_{ii}\mathbf{M}_i$  denota la varianza asociada con esta *a priori*. Permitimos que  $\mathbf{m}_i$  y  $\mathbf{M}_i$  sean funciones de  $A$ , pero no de  $D$ .

La media *a priori*,  $\mathbf{m}_i$ , la cual depende de  $A$ , se formula de la siguiente forma:  $\mathbf{m}_i(\boldsymbol{\alpha}) = \eta' \mathbf{a}_i$ . Donde  $\eta$  se define como:

$$\eta = [I_n \quad 0 \quad \cdots \quad 0 \quad 0]$$

donde cada  $I_n$  es la matriz identidad, y en la definición, el símbolo 0 representa una matriz  $n \times n$  de ceros, para  $\mathbf{M}_i$  asociados con rezagos más altos. Sea  $\sqrt{s_{ii}}$  la desviación estándar estimada de una autorregresión univariada de orden ocho ajustada a la variable  $i$ , y defina:

$$\mathbf{v}'_1 = \left( \frac{1}{1^{2\lambda_1}}, \frac{1}{2^{2\lambda_1}}, \dots, \frac{1}{m^{2\lambda_1}} \right), \quad \mathbf{v}'_2 = (s_{11}^{-1}, s_{22}^{-1}, \dots, s_{nn}^{-1})',$$

para formar:

$$\mathbf{v}_3 = \lambda_0^2 \begin{bmatrix} \mathbf{v}_1 \otimes \mathbf{v}_2 \\ \lambda_3^2 \end{bmatrix}.$$

Entonces,  $\mathbf{M}_i$  se toma como una matriz diagonal cuya fila  $r$  y columna  $r$  tienen como elemento  $M_{i,rr} = v_{3r}$ . Siguiendo a Doan et al. (1984), definimos  $\lambda_1 = 1$  (lo que gobierna cuán rápidamente se ajusta la distribución *a priori* para los coeficientes rezagados hacia cero a medida que aumenta el rezago  $m$ ),  $\lambda_3 = 100$  (lo que hace que el prior sobre el término constante sea esencialmente irrelevante), y  $\lambda_0 = 0,2$  (que resume la confianza general en la distribución *a priori*).

### 4.3. Muestreo de la distribución *a posteriori*

La estimación del modelo requiere generar muestras de la distribución *a posteriori*  $p(\mathbf{A}, \mathbf{D}, \mathbf{B} | \mathbf{Y}_T)$ . Este proceso utiliza un esquema de muestreo basado en la técnica de Metropolis-Hastings con un paso de caminata aleatoria.

El procedimiento comienza con un valor inicial para el vector de parámetros de la matriz  $A$ :

$$\boldsymbol{\alpha}^{(1)} = \hat{\boldsymbol{\alpha}}.$$

A partir de este punto, se propone un nuevo candidato mediante:

$$\tilde{\boldsymbol{\alpha}}^{(\ell+1)} = \boldsymbol{\alpha}^{(\ell)} + \xi (\hat{\mathbf{P}}_{\Lambda}^{-1})' \mathbf{v}_{\ell+1},$$

donde  $\mathbf{v}_{\ell+1}$  es un vector de dimensión  $14 \times 1$  cuyas entradas son variables independientes con distribución normal estándar. El parámetro  $\xi$  es un factor de ajuste (por ejemplo,  $\xi = 1,3$ ) diseñado para alcanzar una tasa de aceptación cercana al 30 %, cuyo concepto se discutirá posteriormente. La matriz  $\hat{\mathbf{P}}_{\Lambda}$  se puede definir de varias

formas. En este caso, se utiliza el factor de Cholesky de la inversa de la hessiana evaluada en el máximo de la función  $q(\boldsymbol{\alpha})$ , descrita en la ecuación 10. También es posible optar por la matriz identidad para  $\hat{\mathbf{P}}_\Lambda$ , lo que simplifica la implementación pero conlleva una convergencia más lenta.

$$\begin{aligned}
q(\boldsymbol{\alpha}) = & \log p(\boldsymbol{\alpha}) + \frac{T}{2} \log \left\{ \det \left[ \mathbf{A}(\boldsymbol{\alpha}) \hat{\boldsymbol{\Omega}}_T \mathbf{A}(\boldsymbol{\alpha})' \right] \right\} \\
& - \sum_{i=1}^2 \left( \kappa_i + \frac{T}{2} \right) \log \left\{ \frac{2\tau_i(\boldsymbol{\alpha})}{T} + \frac{\zeta_i^*(\boldsymbol{\alpha})}{T} \right\} \\
& + \sum_{i=1}^2 \kappa_i \log \tau_i(\boldsymbol{\alpha}),
\end{aligned} \tag{10}$$

La definición de  $\zeta_i^*(\boldsymbol{\alpha})$  se obtiene de la *Proposición 1* de Baumeister y Hamilton (2015), la cual se encuentra en el apéndice.

Para cada candidato  $\tilde{\boldsymbol{\alpha}}^{(\ell+1)}$ , se evalúa  $q(\boldsymbol{\alpha})$  en el nuevo punto. Si  $q(\tilde{\boldsymbol{\alpha}}^{(\ell+1)}) < q(\boldsymbol{\alpha}^{(\ell)})$ , el candidato se rechaza con probabilidad:

$$1 - \exp[q(\tilde{\boldsymbol{\alpha}}^{(\ell+1)}) - q(\boldsymbol{\alpha}^{(\ell)})].$$

En caso contrario, el candidato se acepta, y se establece  $\boldsymbol{\alpha}^{(\ell+1)} = \tilde{\boldsymbol{\alpha}}^{(\ell+1)}$ . Tras  $I = 10^6$  iteraciones iniciales de calentamiento, el proceso se repite hasta alcanzar  $2I$  iteraciones para generar las muestras.

Para muestrear  $p(\mathbf{D} \mid \mathbf{A}, \mathbf{Y}_T)$ , a partir de  $\ell = I + 1$ , se generan valores para cada  $\boldsymbol{\alpha}^{(\ell)}$  según:

$$\delta_{ii}^{(\ell)} \sim \Gamma \left( \kappa_i + \frac{T}{2}, \tau_i(\boldsymbol{\alpha}^{(\ell)}) + \frac{\zeta_i^*(\boldsymbol{\alpha}^{(\ell)})}{2} \right).$$

La varianza de los shocks estructurales es calculada como  $d_{ii}^{(\ell)} = 1/\delta_{ii}^{(\ell)}$  para  $i = 1, 2$ , los elementos diagonales de  $\mathbf{D}^{(\ell)}$ .

Para muestrear los coeficientes estructurales rezagados  $p(\mathbf{B} \mid \mathbf{A}, \mathbf{D}, \mathbf{Y}_T)$ , se extraen valores de:

$$b_i^{(\ell)} \sim N(\mathbf{m}_i^*(\boldsymbol{\alpha}^{(\ell)}), d_{ii}^{(\ell)} \mathbf{M}_i^*),$$

donde:

$$\mathbf{m}_i^*(\boldsymbol{\alpha}^{(\ell)}) = (\tilde{\mathbf{X}}_i' \tilde{\mathbf{X}}_i)^{-1} (\tilde{\mathbf{X}}_i' \tilde{\mathbf{Y}}_i(\boldsymbol{\alpha}^{(\ell)})),$$

y:

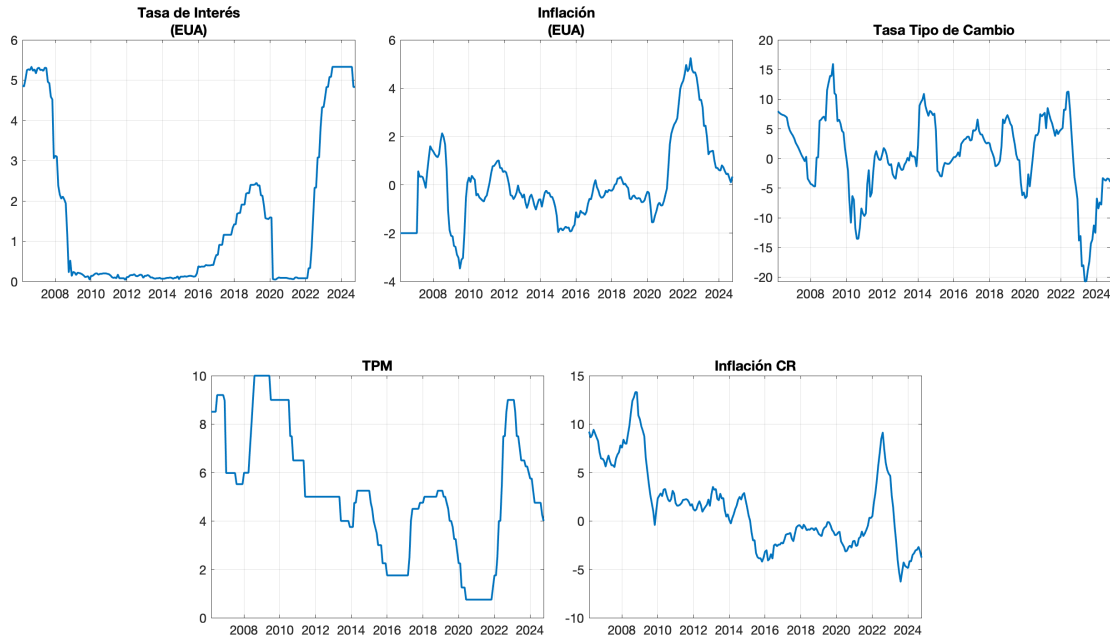
$$\mathbf{M}_i^* = (\tilde{\mathbf{X}}_i' \tilde{\mathbf{X}}_i)^{-1}.$$

Finalmente, la matriz  $\mathbf{B}^{(\ell)}$  se construye utilizando las filas  $b_i^{(\ell)}$  para  $i = 1, \dots, 14$ . Las definiciones de  $\tilde{\mathbf{X}}_i$  y  $\tilde{\mathbf{Y}}_i$  están basadas en la *Proposición 1* de Baumeister y Hamilton (2015), descrita en el apéndice.

#### 4.4. Datos

Las dos variables principales relacionadas con el efecto traspaso son el tipo de cambio nominal (TCN), representado por  $X_t$ , y una variable de precios, denotada como  $P_t$ . Para el caso de Costa Rica se emplea el Índice de Precios al Consumidor (IPC). En otros estudios se podrían considerar otras alternativas, como medidas subyacentes, índices de precios de grupos específicos de productos o servicios, o incluso un índice individual asociado a un producto o servicio específico.

Figura 3: Muestra de las variables del modelo



**Fuente:** Elaboración propia.

El análisis del traspaso del tipo de cambio a los precios se realiza habitualmente con datos con frecuencia anual, trimestral o mensual. En este estudio, todas las variables tienen una frecuencia mensual. Aquí utilizamos el promedio de la última observación mensual del tipo de cambio nominal de referencia compra-venta ( $X_t$ ) reportado por el Banco Central de Costa Rica .

La variación interanual del TCN se define como:

$$x_t = 100 \cdot \left( \frac{X_t - X_{t-12}}{X_{t-12}} \right) \%, \quad (11)$$

mientras que la variación interanual de la variable de precios,  $\pi_t$ , calculada de manera análoga para  $P_t$ , se interpreta como la tasa de inflación<sup>24</sup>. En el caso de la tasa de interés de Costa Rica ( $i_t$ ), se utiliza la tasa de política monetaria (TPM) a fin de mes.

Para las variables correspondientes a los Estados Unidos<sup>25</sup>, se usa la tasa de fondos federales del último día del mes ( $i_t^{\text{EUA}}$ ) y la inflación<sup>26</sup> ( $\pi_t^{\text{EUA}}$ ) se calculan a partir de la tasa de variación interanual del índice de precios de gastos personales<sup>27</sup>.

La muestra abarca el periodo de marzo de 2006 a agosto de 2024, que incluye la etapa de transición hacia el esquema de meta explícita de inflación y la vigencia de regímenes cambiarios más flexibles en Costa Rica.

<sup>24</sup>En la estimación se utiliza la desviación del 3% que es la meta de inflación para Costa Rica.

<sup>25</sup>Los datos se obtienen de la base de datos económica de la Reserva Federal de los Estados Unidos (<https://fred.stlouisfed.org>).

<sup>26</sup>En la estimación se utiliza la desviación del 2% que es la meta de inflación para los EUA.

<sup>27</sup>Esta medida de inflación es la referencia del Banco Federal de la Reserva para realizar política monetaria.

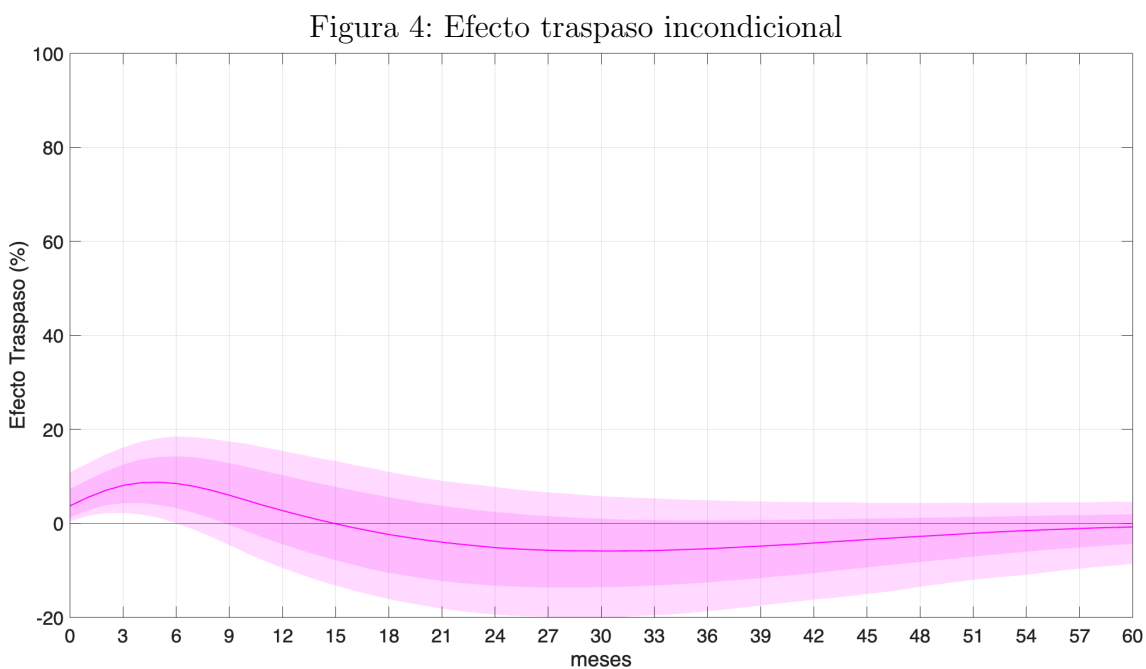
## 5. Resultados

Los resultados presentados derivan de la estimación del modelo discutido en la sección anterior. Las estimaciones puntuales corresponden a la mediana de las distribuciones *a posteriori* de cada parámetro, incluyendo las matrices  $D$  y  $B$ . Asimismo, mediante la relación entre las ecuaciones (6) y (7), se obtienen estimaciones del modelo reducido. Los intervalos de credibilidad de todos los parámetros se calculan a partir de estas distribuciones, con el uso de percentiles y desviaciones estándar.

El análisis se centra en el efecto traspaso, eje principal del estudio, y ofrece perspectivas relevantes sobre la economía costarricense, como la interacción entre política monetaria, tipo de cambio e inflación.

### 5.1. El efecto traspaso

**Efecto traspaso incondicional.** La figura 4 muestra el efecto traspaso incondicional, definido como la respuesta de los precios a una variación no anticipada en el tipo de cambio nominal. Este efecto se mide como una semielasticidad y refleja el cambio absoluto en la inflación en puntos porcentuales relativo a un cambio de un punto porcentual en el tipo de cambio nominal con respecto a un año atrás.



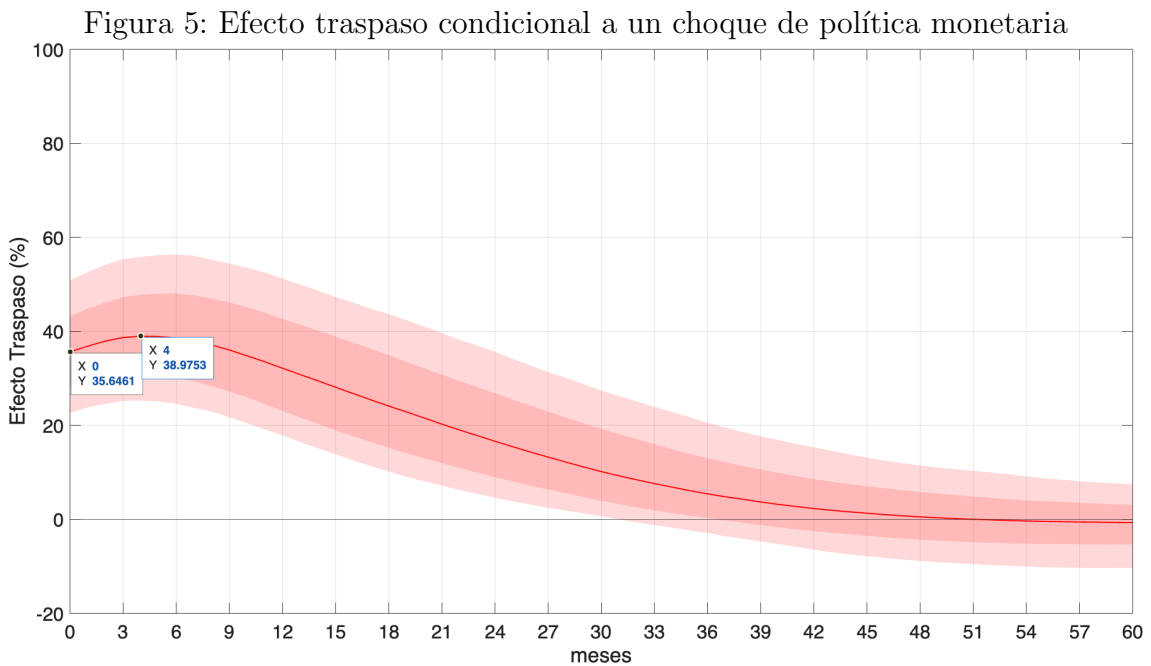
**Fuente:** Elaboración propia.

En el gráfico, el eje horizontal representa el tiempo (en meses), mientras que el eje vertical muestra el impacto estimado en términos porcentuales. La línea sólida corresponde a la mediana de la distribución *a posteriori* estimada y las áreas sombreadas indican los intervalos de credibilidad del 68% (más oscura) y 90% (más clara).

El efecto estimado sobre los precios es del 4% al momento del choque, lo que indica un impacto inicial limitado. Es decir, un incremento exógeno de un punto porcentual (p.p.) en la variación interanual del TCN (equivalente a aproximadamente 5

colones) genera un aumento en la inflación interanual de 0,04 p.p. al momento de la variación. Este efecto se mantiene positivo y significativo (al 90 %) por seis meses. El efecto traspaso no rebasa el 10 % en ningún horizonte.

**Efecto traspaso condicional a un choque de política monetaria** La figura 5 ilustra el efecto traspaso condicional ante un choque de política monetaria, evalúa cómo una variación en la tasa de política monetaria impacta la inflación a través de su efecto sobre el tipo de cambio nominal. Este efecto se mide en términos de semielasticidad, por lo que la forma de la función de impulso-respuesta está determinada por el cociente entre la respuesta de la inflación al choque de política monetaria (numerador) y la respuesta del tipo de cambio al mismo choque (denominador).

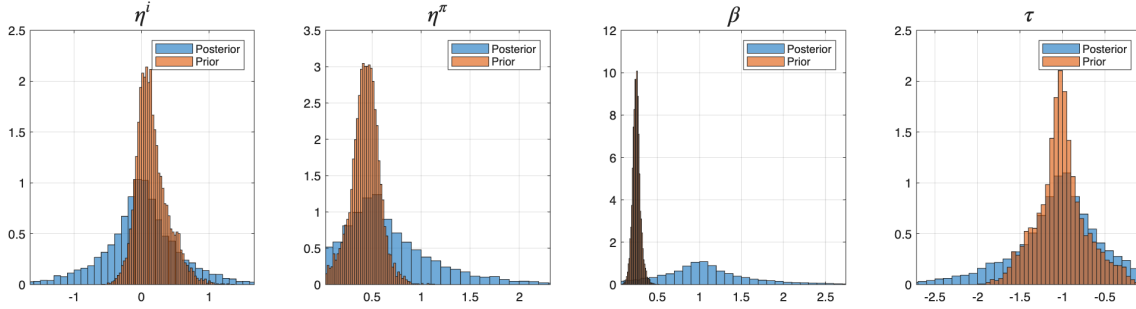


Fuente: Elaboración propia.

Inicialmente, el efecto es significativo, con una semielasticidad cercana al 36 %. En otras palabras, la sensibilidad de la inflación ante choques de política monetaria es un tercio de la del tipo de cambio frente al mismo choque. A medida que transcurren los meses, el efecto disminuye gradualmente, pero perdura por casi tres años. Este resultado sugiere que los choques exógenos originados en la política monetaria —en este caso, mediante variaciones en la tasa de política monetaria del Banco Central— se trasladan a la inflación en menor magnitud que al tipo de cambio. Este análisis resalta la política monetaria como uno de los principales factores que explican el comovimiento de la inflación y el tipo de cambio.

**Efecto traspaso sistemático** Los resultados para el efecto traspaso sistemático se basan en una ecuación estructural que describe la relación entre la inflación en Costa Rica ( $\pi_t$ ) y un conjunto de variables explicativas, entre ellas el tipo de cambio nominal ( $x_t$ ), la tasa de interés y la inflación de los Estados Unidos ( $i_t^{\text{EUA}}$  y  $\pi_t^{\text{EUA}}$ ), y la tasa de política monetaria doméstica ( $i_t$ ), tal como se muestra a continuación:

Figura 6: Coeficientes estructurales de la ecuación de inflación



Fuente: Elaboración propia.

El coeficiente  $\beta$  asociado al tipo de cambio nominal ( $x_t$ ) es positivo y estadísticamente significativo, lo que indica que una depreciación del colón incrementa la inflación doméstica. Este resultado, alineado con las expectativas teóricas, refuerza la hipótesis de que las presiones cambiarias se traducen en aumentos en los precios internos.

El efecto de traspaso sistemático, cuyo valor estimado es 0,25, implica que un incremento del 1% en la tasa de variación interanual del tipo de cambio nominal genera un aumento de 0,25 p.p. en la inflación interanual.

Adicionalmente, la inflación en los Estados Unidos ( $\pi_t^{EUA}$ ) presenta un efecto (denotado por  $\eta^\pi$ ) positivo y significativo sobre la inflación en Costa Rica; esto evidencia la influencia de condiciones inflacionarias internacionales, posiblemente a través de canales comerciales y financieros. Por otro lado, la tasa de interés de los Estados Unidos ( $i_t^{EUA}$ ) no muestra un efecto significativo ( $\eta^i$ ).

Finalmente, la tasa de política monetaria doméstica ( $i_t$ ) tiene un efecto ( $\tau$ ) negativo contemporáneo y positivo rezagado sobre la inflación, lo que podría reflejar ajustes en las expectativas frente a cambios en la política monetaria.

Estos hallazgos subrayan el papel del tipo de cambio como un canal de transmisión clave y destacan la importancia de las condiciones internacionales, en particular las de Estados Unidos, en la dinámica inflacionaria de Costa Rica.

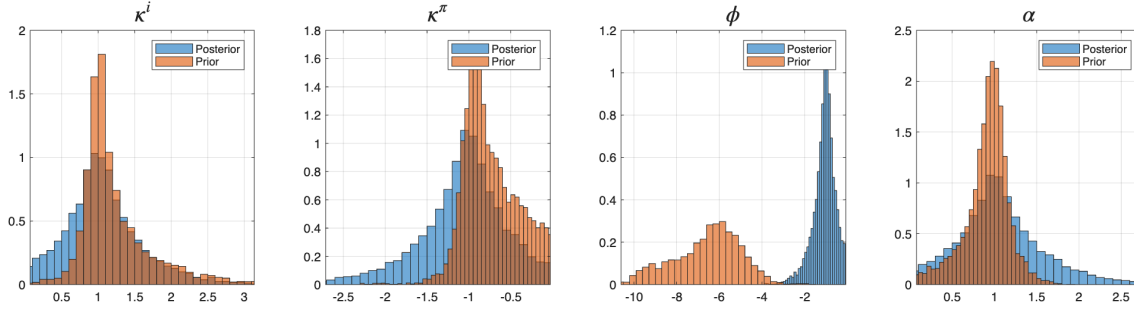
## 5.2. Ecuaciones Estructurales

La estimación del modelo nos da luz sobre el comportamiento de tres variables de gran importancia para la economía costarricense: el tipo de cambio nominal, la tasa política monetaria y la inflación. Esta última ya fue discutida como parte de la discusión del efecto traspaso sistemático.

**Ecuación estructural del tipo de cambio nominal.** La estimación de la ecuación estructural del tipo de cambio nominal proporciona una visión detallada de las relaciones de causalidad entre las variables macroeconómicas consideradas. En esta ecuación, el tipo de cambio nominal ( $x_t$ ), medido como la tasa de variación interanual, se explica mediante la tasa de interés de Estados Unidos ( $i_t^{EUA}$ ), la inflación de Estados Unidos ( $\pi_t^{EUA}$ ), la tasa de política monetaria doméstica ( $i_t$ ) y la inflación de Costa Rica ( $\pi_t$ ), junto con efectos rezagados de estas variables.

Se observa que un aumento en la tasa de interés de política monetaria de Estados Unidos está asociado con un incremento significativo (denotado por  $\kappa^i$ ) en el tipo de

Figura 7: Coeficientes estructurales de la ecuación de tipo de cambio



Fuente: Elaboración propia.

cambio nominal. Específicamente, un aumento de 1 p.p. en  $i_t^{EUA}$  incrementa la tasa de tipo de cambio en 1 p.p., lo que destaca la influencia de la política monetaria estadounidense sobre el valor de su moneda y, por ende, en el tipo de cambio nominal. Por otro lado, la inflación de Estados Unidos presenta un efecto ( $\kappa^\pi$ ) opuesto, ya que un incremento de 1 p.p. en  $\pi_t^{EUA}$  reduce la tasa de tipo de cambio nominal en un 0,91 p.p. Esto puede interpretarse como una mejora en la competitividad relativa de los productos estadounidenses, lo que afecta las dinámicas del mercado de divisas.

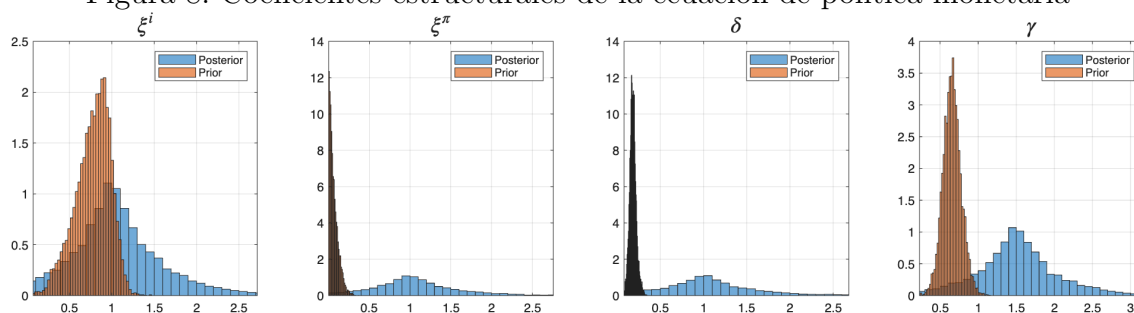
Las variables domésticas también tienen un papel fundamental en la determinación del tipo de cambio nominal. En particular, un aumento en la tasa de interés doméstica reduce el tipo de cambio nominal en 6 p.p., lo que sugiere que tasas de interés más altas atraen flujos de capital extranjeros y fortalecen la moneda local. En contraste, un incremento en la inflación doméstica genera una depreciación del tipo de cambio nominal, con un efecto ( $\alpha$ ) positivo de 1 p.p.. Este resultado refleja el impacto negativo de la inflación sobre el poder adquisitivo y la competitividad de la moneda nacional.

En conjunto, estos resultados subrayan la importancia de considerar tanto factores internos como externos en la dinámica del tipo de cambio nominal en Costa Rica. La interacción entre las tasas de interés, la inflación y los efectos rezagados revela una estructura de causalidad compleja que puede ser clave para el diseño de políticas económicas orientadas a la estabilidad monetaria y cambiaria.

**Ecuación estructural de la política monetaria.** La estimación de la ecuación estructural para la tasa de política monetaria de Costa Rica ( $i_t$ ) proporciona una visión integral de los determinantes que influyen en su dinámica, enmarcados en un contexto donde la política monetaria tiene como objetivo principal el control de la inflación, según lo establece el marco legal. Los resultados muestran cómo otras variables entran significativamente en la ecuación a través de canales de expectativas de inflación y factores comunes entre las economías costarricense y estadounidense.

Entre las variables externas, la tasa de interés de política monetaria de Estados Unidos ( $i_t^{EUA}$ ) tiene un coeficiente (denotado por  $\xi^i$ ) positivo de 0,8, lo que evidencia que un aumento de 1 p.p. en  $i_t^{EUA}$  tiende a presionar la tasa de política monetaria doméstica en aproximadamente 0,80 p.p. Este resultado destaca las interdependencias económicas y financieras entre Costa Rica y Estados Unidos y evidencia cómo las condiciones de la política monetaria estadounidense afectan las decisiones domésticas a través de factores comunes bilaterales y globales. De manera similar, la inflación de Estados Unidos ( $\pi_t^{EUA}$ ) tiene un impacto ( $\xi^\pi$ ) limitado sobre

Figura 8: Coeficientes estructurales de la ecuación de política monetaria



Fuente: Elaboración propia.

la política monetaria costarricense.

En el ámbito doméstico, la inflación de Costa Rica ( $\pi_t$ ) juega un rol clave, con un coeficiente ( $\gamma$ ) significativo de 0,7. Esto refuerza el enfoque prioritario de la política monetaria costarricense en el control de la inflación, alineado con los objetivos legales establecidos.

Por su parte, el tipo de cambio nominal ( $x_t$ ) tiene un efecto ( $\delta$ ) positivo y significativo, con un coeficiente de 0,15, lo que refleja la importancia de las expectativas de inflación en relación con depreciaciones cambiarias en la determinación de la tasa de política monetaria.

En conjunto, estos resultados resaltan la complejidad de la política monetaria en Costa Rica, en la que, si bien el control de la inflación sigue siendo el objetivo principal, factores como el tipo de cambio, las tasas de interés externas y las condiciones inflacionarias internacionales también influyen significativamente en su formulación. Este marco estructural permite una mejor comprensión de las interacciones entre las economías costarricense y estadounidense, subrayando el papel de las expectativas y los factores comunes en un contexto de alta interdependencia económica.

## 6. Recomendaciones y conclusiones

A lo largo de este trabajo se abordó el análisis del efecto traspaso desde una perspectiva teórica y empírica; esto representa una contribución a la literatura sobre el caso de Costa Rica. A partir de una revisión bibliográfica exhaustiva, se identificaron vacíos en los enfoques metodológicos y econométricos utilizados previamente. En particular, se señaló la posibilidad de que los choques del tipo de cambio identificados en estudios anteriores puedan carecer de un sustento teórico sólido, lo cual limita la validez de sus conclusiones.

Para abordar este problema, se propuso y estimó un modelo estructural que permite analizar de forma rigurosa diferentes medidas del efecto traspaso. Este modelo incorpora un conjunto mínimo de restricciones de identificación, lo que otorga mayor confianza en las conclusiones obtenidas. Además, se relaciona con el enfoque de modelos estructurales de vectores autorregresivos (SVAR) y se establece un puente entre los enfoques teóricos y los métodos empíricos más utilizados en la literatura.

El marco empírico desarrollado se utilizó para estimar el modelo y analizar los resultados. Estos resultados permiten no solo evaluar el efecto traspaso desde múltiples perspectivas (incondicional, condicional y sistemático), sino también comprender las dinámicas subyacentes entre el tipo de cambio nominal y los precios en un contexto

de alta interdependencia internacional.

A partir de los resultados obtenidos, se recomienda considerar las diferencias fundamentales entre los distintos tipos de efecto traspaso al analizar las relaciones entre el tipo de cambio nominal y los precios. Cada definición captura aspectos específicos de este fenómeno, por lo que es crucial comprender sus particularidades para una correcta interpretación de los resultados.

En el caso del efecto traspaso incondicional, los resultados muestran un impacto estimado con una semielasticidad de 4% en el corto plazo. Este efecto perdura por aproximadamente seis meses.

El efecto traspaso condicional, estimado en relación con la política monetaria, refleja que choques restrictivos de política monetaria reducen tanto el tipo de cambio nominal como los precios. Sin embargo, los precios son menos sensibles a choques de política monetaria.

En cuanto al efecto traspaso sistemático, se encuentra que una depreciación de un punto porcentual en la tasa interanual del tipo de cambio nominal genera presiones inflacionarias de aproximadamente 0,25 puntos porcentuales. Este resultado contrasta con el efecto traspaso incondicional cuya semielasticidad es 21 centésimos menos.

En economías como la de Costa Rica, donde los precios tienen cierto grado de indexación en moneda extranjera (principalmente dólares), se recomienda prestar especial atención a las diferencias entre el efecto traspaso sistemático y el incondicional. El primero captura la respuesta de la inflación ante cualquier variación del tipo de cambio nominal, ya sea anticipada o no, mientras que el segundo mide únicamente las respuestas frente a choques no anticipados. Estas diferencias metodológicas son esenciales para interpretar correctamente los resultados y formular políticas económicas efectivas.

Finalmente, los hallazgos resaltan la importancia de considerar las particularidades de las economías pequeñas y abiertas, como Costa Rica, en la formulación de políticas económicas orientadas a la estabilidad cambiaria e inflacionaria.

## Referencias

- Arias, J. E., Caldara, D., y Rubio-Ramírez, J. F. (2019). The systematic component of monetary policy in SVARs: An agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, 101, 1–13.
- Aron, J., Macdonald, R., y Muellbauer, J. (2014). Exchange rate pass-through in developing and emerging markets: A survey of conceptual, methodological and policy issues, and selected empirical findings. *Journal of Development Studies*, 50(1), 101–143.
- Bank for International Settlements (BIS) (2022). Triennial Central Bank Survey of Foreign Exchange and Over-the-counter (OTC) Derivatives Markets. <https://www.bis.org/statistics/rpfx22.htm>. Accessed: 2025-02-14.
- Baumeister, C. y Hamilton, J. D. (2015). Sign restrictions, structural vector autoregressions, and useful prior information. *Econometrica*, 83(5), 1963–1999.
- Baumeister, C. y Hamilton, J. D. (2018). Inference in structural vector autoregressions when the identifying assumptions are not fully believed: Re-evaluating the role of monetary policy in economic fluctuations. *Journal of Monetary Economics*, 100, 48–65.
- BCCR (2023). *Informe de Política Monetaria. Enero 2023*. Banco Central de Costa Rica.
- Brenes-Soto, C. y Esquivel-Monge, M. (2018). Asimetrías en el traspaso del tipo de cambio durante el periodo de flexibilidad cambiaria en Costa Rica.
- Brenes-Soto, C., Gómez-Rodríguez, F., y Esquivel-Monge, M. (2023). Modelo de cambio de regímenes endógeno para el efecto traspaso en Costa Rica.
- Calderón Moya, A. (2005). Estimación del Pass-Through en Costa Rica: Un enfoque comparativo de un Modelo Lineal Multivariado (MLC) y Ecuaciones Aparentemente No Relacionadas (SUR), 1991.
- Castrillo, D. y Laverde, B. (2008). Validación y actualización del modelo de pass through del tipo de cambio en Costa Rica 1991 -2007.
- Corbo, V. y Di Casola, P. (2018). Conditional exchange rate pass-through: evidence from Sweden. *Sveriges Riksbank Working Paper Series*, (352).
- Delgado, F. (2000). *La política monetaria en Costa Rica: 50 años del Banco Central de Costa Rica*. Banco Central de Costa Rica.
- Doan, T., Litterman, R. B., y Sims, C. A. (1984). Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions. *Econometric Reviews*, 3(1), 1–100. [1981, 1988].
- Drenik, A. y Perez, D. (2020). Domestic Price Dollarization in Emerging Economies. Working Paper 27647, National Bureau of Economic Research.

- Esquivel Monge, M. y Gómez-Rodríguez, J. F. (2010). Asymmetries of the Exchange Rate Pass Through to Domestic Prices: The Case of Costa Rica.
- Evans, M. D. D. y Lyons, R. K. (2002). Order Flow and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 110(1), 170–180.
- Forbes, K. J., Hjortsoe, I., y Nenova, T. (2018). The global rise in corporate saving. *Journal of Economic Perspectives*, 32(3), 75–100.
- García-Cicco, J. y García-Schmidt, M. (2020). Revisiting the exchange rate pass through: A general equilibrium perspective. *Journal of International Economics*, 127, 103389.
- Goldberg, P. K. y Knetter, M. M. (1997). Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned? *Journal of Economic Literature*, 35(3), 1243–1272.
- Ha, J., Stocker, M. M., y Yilmazkuday, H. (2020). Inflation and exchange rate pass-through. *Journal of International Money and Finance*, 105, 102187.
- Iorngurum, T. D. (2024). The exchange rate pass-through to domestic prices: A meta-analysis. *Journal of Economic Surveys*.
- León, J., Laverde, B., y Durán, R. (2002). Pass through del tipo de cambio en los precios de bienes transables y no transables en Costa Rica.
- León, J., Morera, A. P., y Ramos, W. (2001). Exchange Rate Pass Through: an Analysis for the Costarican Economy from 1991 to 2001.
- Lyons, R. K. (2001). *The Microstructure Approach to Exchange Rates*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Meese, R. A. y Rogoff, K. (1983). Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample? *Journal of International Economics*, 14(1–2), 3–24.
- Orane, A. (2016). Estimación del Traspaso del Tipo de Cambio hacia distintos Componentes el índice de Precios al Consumidor.
- Rodríguez-Vargas, A. (2009). Evaluación del modelo lineal de pass-through para la proyección de inflación dentro del régimen de banda cambiaria.
- Shambaugh, J. (2008). A new look at pass-through. *Journal of International Money and Finance*, 27(4), 560–591.
- Tunç, C. (2017). A Survey on exchange rate pass through in emerging markets. *Bulletin of Economic Theory and Analysis*, 2(3), 205–233.

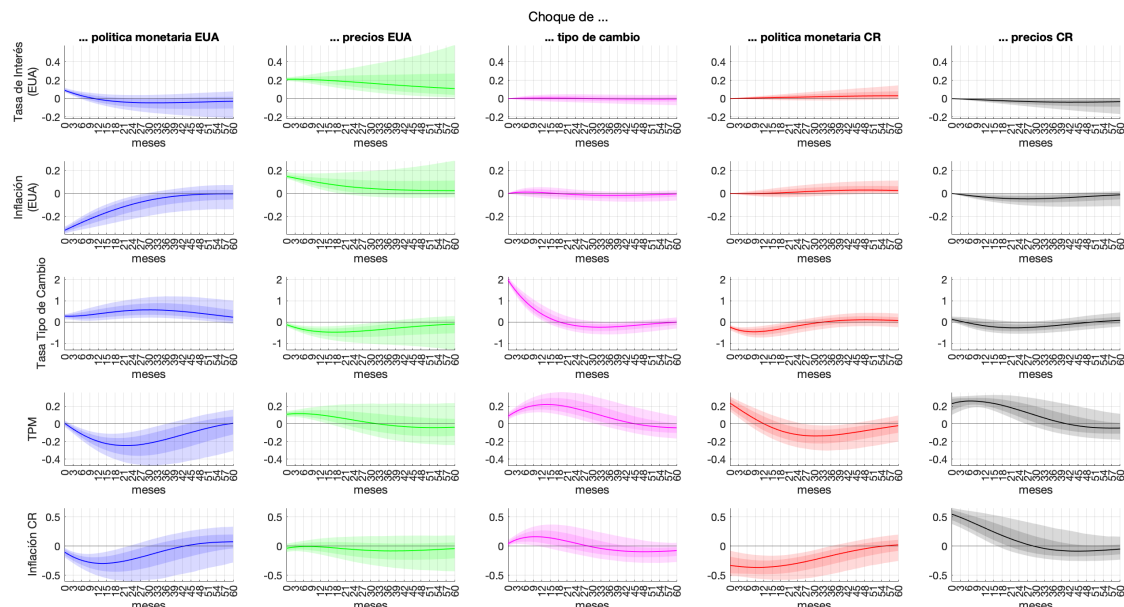
## A. Funciones de impulso respuesta y la serie de choques

En esta sección se analizan las dinámicas económicas capturadas por el modelo a través de las funciones de impulso-respuesta y la estimación de los choques estructurales. Las funciones de impulso-respuesta permiten evaluar la interacción entre las variables macroeconómicas clave ante distintos choques, proporcionando una visión detallada sobre los mecanismos de transmisión y ajuste. Por su parte, la estimación de los choques estructurales ofrece una perspectiva histórica de los eventos que han afectado la economía costarricense, identificando patrones específicos en periodos de inestabilidad o cambios significativos en las condiciones externas e internas. Ambos análisis son fundamentales para comprender la dinámica económica y la efectividad de la política económica en un contexto de interdependencia internacional.

### A.1. Funciones de impulso respuesta

En esta sección se resumen los principales resultados derivados de las funciones de impulso-respuesta estimadas a partir del modelo. Estas funciones permiten analizar la dinámica de ajuste de las variables macroeconómicas relevantes ante distintos tipos de choques estructurales, al considerar, además, los intervalos de credibilidad del 68 % (área sombreada más oscura) y del 90 % (área sombreada más clara). Los intervalos de credibilidad se calcularon mediante una muestra aleatoria de 10.000 conjuntos de parámetros de la distribución *a posteriori*, asegurando robustez en las estimaciones.

Figura 9: Funciones de Impulso Respuesta del Modelo



Fuente: Elaboración propia.

**Nota:** El área sombreada representa el intervalo de credibilidad de 68 % (oscuro) y 90 % (claro). Los intervalos de credibilidad se obtienen de repetir el cálculo del efecto traspaso para una muestra aleatoria de 10.000 conjuntos de parámetros de la distribución *a posteriori*.

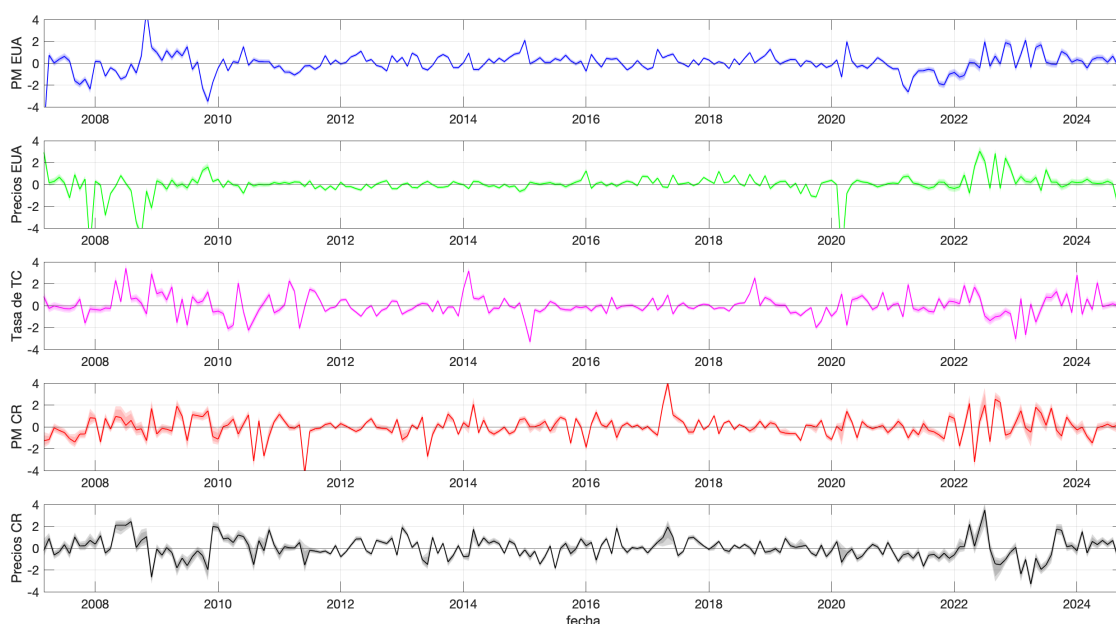
- **Choques en la política monetaria de Estados Unidos (EUA):** Un choque positivo en la tasa de política monetaria de Estados Unidos genera un efecto inmediato y significativo sobre la tasa de fondos federales cercano a los 10 puntos base. Este efecto persiste a lo largo de varios meses, aunque con una magnitud decreciente. En cuanto a los precios domésticos y el tipo de cambio nominal, la respuesta es significativa y se materializa al momento del choque. Esto refleja la transmisión de la política monetaria externa a través de los canales financieros y de expectativas.
- **Choques en los precios de Estados Unidos:** Un aumento en la inflación de Estados Unidos no tiene efectos significativos sobre la inflación doméstica. Esto refleja que la sensibilidad de la economía costarricense a los cambios en los precios de los Estados Unidos. Por otro lado, el impacto sobre la tasa de política monetaria doméstica es positivo, pero de menor magnitud, destacando cómo las expectativas inflacionarias externas influyen indirectamente en la política monetaria local.
- **Choques en el tipo de cambio nominal:** Un choque positivo en el tipo de cambio nominal genera una respuesta inmediata en la inflación doméstica, lo que pone de manifiesto el efecto traspaso de los movimientos cambiarios sobre los precios internos. Este impacto se disipa gradualmente en el tiempo, con un ajuste completo en aproximadamente 12 a 18 meses. Asimismo, la respuesta de la política monetaria doméstica es significativa y de signo positivo, lo que evidencia el uso de la tasa de interés como herramienta para mitigar los efectos inflacionarios derivados de la depreciación cambiaria.
- **Choques en la política monetaria doméstica:** Un incremento en la tasa de política monetaria doméstica tiene un efecto contractivo sobre la inflación, consistente con el enfoque de la política monetaria en el control de los precios. Además, este choque genera una apreciación inmediata del tipo de cambio nominal, lo que sugiere un efecto estabilizador sobre las expectativas cambiarias. La magnitud de estos efectos disminuye progresivamente, con una convergencia hacia el equilibrio en el mediano plazo.
- **Choques en los precios domésticos:** Un aumento en la inflación doméstica provoca una respuesta inmediata en la tasa de política monetaria, con un ajuste positivo y significativo para contener las presiones inflacionarias. Este choque también tiene un impacto sobre el tipo de cambio nominal, con una depreciación inicial que se corrige gradualmente, evidenciando los mecanismos de transmisión entre precios y tipo de cambio en la economía costarricense.

En resumen, las funciones de impulso-respuesta destacan la interdependencia entre las economías de Costa Rica y Estados Unidos, así como la efectividad de la política monetaria doméstica para estabilizar las principales variables macroeconómicas ante distintos tipos de choques estructurales. Estos resultados son consistentes con los canales de transmisión teóricos y refuerzan la importancia del diseño de políticas que consideren tanto los factores internos como externos.

## A.2. Choques estructurales

La Figura 10 presenta las series temporales de los choques estructurales estimados a partir del modelo. Estas series reflejan la dinámica de los cinco choques estructurales considerados: política monetaria de Estados Unidos, precios en Estados Unidos, tipo de cambio nominal, política monetaria doméstica y precios domésticos. Los intervalos de credibilidad, representados por las áreas sombreadas, corresponden a los niveles de del 68 % (gris oscuro) y del 90 % (gris claro), lo que permite una evaluación robusta de la incertidumbre asociada a estas estimaciones.

Figura 10: Intervalos de credibilidad de los choques observados



Fuente: Elaboración propia.

A continuación, se describen los principales patrones observados en cada serie:

- **Política Monetaria de Estados Unidos:** Los choques asociados a la política monetaria de Estados Unidos muestran una mayor volatilidad durante los periodos de crisis financiera global (2008-2009) y la pandemia del COVID-19 (2020-2021). Estas fluctuaciones reflejan los ajustes significativos realizados por la Reserva Federal en sus tasas de interés en respuesta a condiciones económicas excepcionales. En los periodos más recientes, los choques tienden a estabilizarse, lo que indica un retorno a patrones más predecibles.
- **Precios en Estados Unidos:** Los choques en los precios de Estados Unidos permanecen relativamente contenidos a lo largo de la muestra, con picos observables en momentos de mayor incertidumbre económica, como en 2008 y durante la pandemia del COVID-19. Estos choques son consistentes con cambios en los precios internacionales y las condiciones inflacionarias globales que impactan la economía costarricense de forma indirecta.
- **Tipo de Cambio Nominal:** Los choques estructurales en el tipo de cambio nominal son más pronunciados en periodos de inestabilidad macroeconómica,

particularmente alrededor de 2008-2009, 2014-2015 y 2022-2023. Estos eventos podrían estar asociados con fluctuaciones en los flujos de capital, shocks externos y ajustes de política cambiaria. Los intervalos de credibilidad son más amplios en estos periodos, lo que refleja una mayor incertidumbre en las estimaciones.

- **Política Monetaria Doméstica:** Los choques asociados a la política monetaria doméstica muestran una variabilidad significativa en periodos de ajuste económico, especialmente en 2008, 2011 y 2022. Esto refleja las respuestas de la política monetaria a eventos externos e internos que impactaron las condiciones económicas de Costa Rica. A lo largo del periodo, los choques tienden a converger hacia valores más cercanos a cero, lo que sugiere un retorno a un entorno económico más estable.
- **Precios Domésticos:** Los choques estructurales en los precios domésticos exhiben patrones consistentes con las dinámicas inflacionarias locales, mostrando mayor volatilidad en 2008 y un repunte durante 2020-2021, al coincidir con el periodo en que la pandemia impactó directamente al país. Estos choques son clave para entender las presiones inflacionarias locales y sus efectos sobre las políticas de estabilización.

En general, los choques estructurales estimados reflejan la interacción entre factores externos e internos en la economía costarricense, con patrones que son consistentes con eventos globales y domésticos significativos a lo largo del periodo analizado. La inclusión de los intervalos de credibilidad permite identificar con mayor precisión los periodos de mayor incertidumbre y resalta la robustez de las estimaciones del modelo. Estos resultados complementan el análisis principal y ofrecen una visión detallada de los determinantes subyacentes en la dinámica de las variables macroeconómicas clave.

## B. La matriz $H$

La matriz adjunta corresponde a  $H$ , la cual se obtiene al multiplicar la matriz inversa de  $A$  por la raíz cuadrada de  $D$ , es decir:

$$H = A^{-1}\sqrt{D}.$$

$$H = \begin{pmatrix}
\frac{\sigma^i \text{EUA}}{\theta^i \theta^\pi - 1} \\
\frac{\sigma^i \text{EUA} \theta^i}{\theta^i \theta^\pi - 1} \\
\frac{\sigma^i \text{EUA} (\kappa^i + \alpha \eta^i + \kappa^\pi \theta^i + \phi \xi^i + \alpha \eta^\pi \theta^i + \eta^i \gamma \phi - \gamma \kappa^i \tau + \alpha \tau \xi^i + \phi \theta^i \xi^\pi + \eta^\pi \gamma \phi \theta^i - \gamma \kappa^\pi \tau \theta^i + \alpha \tau \theta^i \xi^\pi)}{(\theta^i \theta^\pi - 1)(\alpha \beta + \delta \phi + \gamma \tau + \beta \gamma \phi + \alpha \delta \tau - 1)} \\
\frac{\sigma^i \text{EUA} (\xi^i + \eta^i \gamma + \delta \kappa^i + \theta^i \xi^\pi + \beta \gamma \kappa^i - \alpha \beta \xi^i + \eta^\pi \gamma \theta^i + \delta \kappa^\pi \theta^i + \alpha \delta \eta^i + \alpha \delta \eta^\pi \theta^i + \beta \gamma \kappa^\pi \theta^i - \alpha \beta \theta^i \xi^\pi)}{(\theta^i \theta^\pi - 1)(\alpha \beta + \delta \phi + \gamma \tau + \beta \gamma \phi + \alpha \delta \tau - 1)} \\
\frac{\sigma^i \text{EUA} (\eta^i + \beta \kappa^i + \eta^\pi \theta^i + \tau \xi^i - \delta \eta^i \phi + \beta \kappa^\pi \theta^i + \delta \kappa^i \tau + \beta \phi \xi^i + \tau \theta^i \xi^\pi - \delta \eta^\pi \phi \theta^i + \delta \kappa^\pi \tau \theta^i + \beta \phi \theta^i \xi^\pi)}{(\theta^i \theta^\pi - 1)(\alpha \beta + \delta \phi + \gamma \tau + \beta \gamma \phi + \alpha \delta \tau - 1)} \\
\\
\frac{\sigma^\pi \text{EUA} \theta^\pi}{\theta^i \theta^\pi - 1} \\
\frac{\sigma^\pi \text{EUA}}{\theta^i \theta^\pi - 1} \\
\frac{\sigma^\pi \text{EUA} (\kappa^\pi + \alpha \eta^\pi + \kappa^i \theta^\pi + \phi \xi^\pi + \alpha \eta^i \theta^\pi + \eta^\pi \gamma \phi - \gamma \kappa^\pi \tau + \alpha \tau \xi^\pi + \phi \theta^\pi \xi^i + \eta^i \gamma \phi \theta^\pi - \gamma \kappa^i \tau \theta^\pi + \alpha \tau \theta^\pi \xi^i)}{(\theta^i \theta^\pi - 1)(\alpha \beta + \delta \phi + \gamma \tau + \beta \gamma \phi + \alpha \delta \tau - 1)} \\
\frac{\sigma^\pi \text{EUA} (\xi^\pi + \eta^\pi \gamma + \delta \kappa^\pi + \theta^\pi \xi^i + \beta \gamma \kappa^\pi - \alpha \beta \xi^\pi + \eta^i \gamma \theta^\pi + \delta \kappa^i \theta^\pi + \alpha \delta \eta^\pi + \alpha \delta \eta^i \theta^\pi + \beta \gamma \kappa^i \theta^\pi - \alpha \beta \theta^\pi \xi^i)}{(\theta^i \theta^\pi - 1)(\alpha \beta + \delta \phi + \gamma \tau + \beta \gamma \phi + \alpha \delta \tau - 1)} \\
\frac{\sigma^\pi \text{EUA} (\eta^\pi + \beta \kappa^\pi + \eta^i \theta^\pi + \tau \xi^\pi - \delta \eta^\pi \phi + \beta \kappa^i \theta^\pi + \delta \kappa^\pi \tau + \beta \phi \xi^\pi + \tau \theta^\pi \xi^i - \delta \eta^i \phi \theta^\pi + \delta \kappa^i \tau \theta^\pi + \beta \phi \theta^\pi \xi^i)}{(\theta^i \theta^\pi - 1)(\alpha \beta + \delta \phi + \gamma \tau + \beta \gamma \phi + \alpha \delta \tau - 1)} \\
\\
\begin{matrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ -\frac{\sigma^x(1-\gamma\tau)}{\alpha\beta+\delta\phi+\gamma\tau+\beta\gamma\phi+\alpha\delta\tau-1} & -\frac{\sigma^i(\phi+\alpha\tau)}{\alpha\beta+\delta\phi+\gamma\tau+\beta\gamma\phi+\alpha\delta\tau-1} & -\frac{\sigma^\pi(\alpha+\gamma\phi)}{\alpha\beta+\delta\phi+\gamma\tau+\beta\gamma\phi+\alpha\delta\tau-1} \\ -\frac{\sigma^x(\delta+\beta\gamma)}{\alpha\beta+\delta\phi+\gamma\tau+\beta\gamma\phi+\alpha\delta\tau-1} & -\frac{\sigma^i(1-\alpha\beta)}{\alpha\beta+\delta\phi+\gamma\tau+\beta\gamma\phi+\alpha\delta\tau-1} & -\frac{\sigma^\pi(\gamma+\alpha\delta)}{\alpha\beta+\delta\phi+\gamma\tau+\beta\gamma\phi+\alpha\delta\tau-1} \\ -\frac{\sigma^x(\beta+\delta\tau)}{\alpha\beta+\delta\phi+\gamma\tau+\beta\gamma\phi+\alpha\delta\tau-1} & -\frac{\sigma^i(\tau+\beta\phi)}{\alpha\beta+\delta\phi+\gamma\tau+\beta\gamma\phi+\alpha\delta\tau-1} & -\frac{\sigma^\pi(1-\delta\phi)}{\alpha\beta+\delta\phi+\gamma\tau+\beta\gamma\phi+\alpha\delta\tau-1} \end{matrix}
\end{pmatrix}$$

Esta matriz representa las funciones de impulso-respuesta del modelo, que permiten analizar la dinámica de las variables endógenas ante choques estructurales. En el texto principal,  $H$  se menciona como el componente central para la interpretación de los efectos dinámicos, dado que encapsula tanto las propiedades estructurales del modelo como la magnitud de los choques. La estructura detallada de  $H$ , como se presenta aquí, es clave para evaluar cómo las relaciones entre las variables económicas se ajustan a lo largo del tiempo.

## C. Prueba de que el efecto traspaso sistemático es mayor que el incondicional

Partiendo del supuesto de que todos los parámetros  $\delta$ ,  $\tau$ ,  $\gamma$  son distintos de cero, y considerando que el parámetro  $\beta$  se ajusta con un factor generalmente mayor que 1, el cual se obtiene como la razón entre el tipo de cambio nominal y el índice de precios al consumidor, se puede demostrar que el efecto traspaso sistemático es mayor que el efecto traspaso incondicional.

Consideremos la expresión del efecto traspaso condicional:

$$\text{ET}_0^x = \frac{\beta + \delta \tau}{1 - \gamma \tau},$$

donde se asume que  $\gamma > 0$  y  $\tau < 0$ . Como  $\gamma\tau < 0$ , entonces  $1 - \gamma\tau > 1$ . Por lo tanto, se cumple que:

$$\frac{\beta + \delta\tau}{1 - \gamma\tau} < \beta + \delta\tau < \beta.$$

Además, dado que  $\delta > 0$  y  $\tau < 0$ , implica que  $\delta\tau < 0$ , lo que asegura que  $\beta + \delta\tau < \beta$ . Finalmente, como  $\beta$  se ajusta por un factor  $v > 1$ , este se utiliza para hacer comparable  $\beta$  con el efecto traspaso incondicional. Así, el efecto traspaso condicional resulta mayor que el incondicional, al considerar que:

$$\beta < \beta v.$$

En resumen, al incorporar los ajustes relacionados con  $v$ , se demuestra que el efecto traspaso sistemático supera al incondicional, bajo las condiciones señaladas.

## D. Cómo obtener la forma matricial

Partimos de las cinco ecuaciones que conforman nuestro modelo.

$$i_t^{\text{EUA}} = c^{i\text{EUA}} + \theta^\pi \pi_t^{\text{EUA}} + f_{i\text{EUA}}(\mathfrak{F}_{t-1}) + \sigma^{i\text{EUA}} \epsilon_t^{i\text{EUA}} \quad (4)$$

$$\pi_t^{\text{EUA}} = c^{\pi\text{EUA}} + \theta^i i_t^{\text{EUA}} + f_{\pi\text{EUA}}(\mathfrak{F}_{t-1}) + \sigma^{\pi\text{EUA}} \epsilon_t^{\pi\text{EUA}} \quad (5)$$

$$x_t = c^x + \kappa^i i_t^{\text{EUA}} + \kappa^\pi \pi_t^{\text{EUA}} + \phi i_t + \alpha \pi_t + f_x(\mathfrak{F}_{t-1}) + \sigma^x \epsilon_t^x \quad (2)$$

$$i_t = c^i + \xi^i i_t^{\text{EUA}} + \xi^\pi \pi_t^{\text{EUA}} + \delta x_t + \gamma \pi_t + f_i(\mathfrak{F}_{t-1}) + \sigma^i \epsilon_t^i \quad (3)$$

$$\pi_t = c^\pi + \eta^i i_t^{\text{EUA}} + \eta^\pi \pi_t^{\text{EUA}} + \beta x_t + \tau i_t + f_\pi(\mathfrak{F}_{t-1}) + \sigma^\pi \epsilon_t^\pi \quad (1)$$

pasamos todas las variables contemporáneas al lado izquierdo del signo igual

$$\begin{aligned} i_t^{\text{EUA}} - \theta^\pi \pi_t^{\text{EUA}} &= c^{i\text{EUA}} + f_{i\text{EUA}}(\mathfrak{F}_{t-1}) + \sigma^{i\text{EUA}} \epsilon_t^{i\text{EUA}} \\ \pi_t^{\text{EUA}} - \theta^i i_t^{\text{EUA}} &= c^{\pi\text{EUA}} + f_{\pi\text{EUA}}(\mathfrak{F}_{t-1}) + \sigma^{\pi\text{EUA}} \epsilon_t^{\pi\text{EUA}} \\ x_t - \kappa^i i_t^{\text{EUA}} - \kappa^\pi \pi_t^{\text{EUA}} - \phi i_t - \alpha \pi_t &= c^x + f_x(\mathfrak{F}_{t-1}) + \sigma^x \epsilon_t^x \\ i_t - \xi^i i_t^{\text{EUA}} - \xi^\pi \pi_t^{\text{EUA}} - \delta x_t - \gamma \pi_t &= c^i + f_i(\mathfrak{F}_{t-1}) + \sigma^i \epsilon_t^i \\ \pi_t - \eta^i i_t^{\text{EUA}} - \eta^\pi \pi_t^{\text{EUA}} - \beta x_t - \tau i_t &= c^\pi + f_\pi(\mathfrak{F}_{t-1}) + \sigma^\pi \epsilon_t^\pi \end{aligned}$$

para obtener la forma matricial deseada

$$\begin{bmatrix} 1 & -\theta^\pi & 0 & 0 & 0 \\ -\theta^i & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -\kappa^i & -\kappa^\pi & 1 & -\phi & -\alpha \\ -\xi^i & -\xi^\pi & -\delta & 1 & -\gamma \\ -\eta^i & -\eta^\pi & -\beta & -\tau & 1 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} i_t^{\text{EUA}} \\ \pi_t^{\text{EUA}} \\ x_t \\ i_t \\ \pi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c^{i\text{EUA}} \\ c^{\pi\text{EUA}} \\ c^x \\ c^i \\ c^\pi \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} f_{i\text{EUA}}(\mathfrak{F}_{t-1}) \\ f_{\pi\text{EUA}}(\mathfrak{F}_{t-1}) \\ f_x(\mathfrak{F}_{t-1}) \\ f_i(\mathfrak{F}_{t-1}) \\ f_\pi(\mathfrak{F}_{t-1}) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \sigma^{i\text{EUA}} \epsilon_t^{i\text{EUA}} \\ \sigma^{\pi\text{EUA}} \epsilon_t^{\pi\text{EUA}} \\ \sigma^x \epsilon_t^x \\ \sigma^i \epsilon_t^i \\ \sigma^\pi \epsilon_t^\pi \end{pmatrix}$$

## E. Algoritmo Metropolis-Hastings para Estimar un Modelo SVAR Bayesiano

En este apéndice, describimos el uso del algoritmo Metropolis-Hastings para la estimación de un modelo de vectores autorregresivos estructurales (SVAR) bajo un enfoque bayesiano.

El algoritmo Metropolis-Hastings es un método de muestreo basado en cadenas de Markov que se utiliza para aproximar distribuciones de probabilidad complejas. En el contexto de un modelo SVAR bayesiano, se usa para obtener muestras de la distribución posterior de los parámetros estructurales del modelo.

**Algoritmo Metropolis-Hastings.** El procedimiento puede describirse de la siguiente manera:

---

**Algorithm 1** Algoritmo Metropolis-Hastings para un modelo SVAR bayesiano

---

- 1: Inicializar los parámetros  $\theta^{(0)}$  con un valor inicial.
- 2: **for**  $i = 1$  hasta  $N$  (número de iteraciones) **do**
- 3:   Proponer un nuevo valor  $\theta^*$  a partir de una distribución propuesta  $q(\theta^*|\theta^{(i-1)})$ .
- 4:   Calcular la probabilidad de aceptación:

$$\alpha = \min \left( 1, \frac{p(y|\theta^*)p(\theta^*)q(\theta^{(i-1)}|\theta^*)}{p(y|\theta^{(i-1)})p(\theta^{(i-1)})q(\theta^*|\theta^{(i-1)})} \right),$$

donde  $p(y|\theta)$  es la verosimilitud y  $p(\theta)$  es la distribución previa.

- 5:   Generar  $u \sim \text{Uniform}(0, 1)$ .
  - 6:   **if**  $u \leq \alpha$  **then**
  - 7:     Acepta  $\theta^*$  y definir  $\theta^{(i)} = \theta^*$ .
  - 8:   **else**
  - 9:     Rechaza  $\theta^*$  y definir  $\theta^{(i)} = \theta^{(i-1)}$ .
  - 10:   **end if**
  - 11: **end for**
- 

Es importante tomar en cuenta las siguientes consideraciones

- **Distribución Propuesta:** La elección de  $q(\theta^*|\theta^{(i-1)})$  afecta la eficiencia del algoritmo. Una opción común es una distribución normal centrada en  $\theta^{(i-1)}$ .
- **Burn-in:** Las primeras iteraciones del algoritmo se descartan para asegurar que las muestras provengan de la distribución estacionaria.
- **Convergencia:** Se recomienda diagnosticar la convergencia usando criterios como el factor de reducción de Gelman-Rubin.

El algoritmo Metropolis-Hastings es una herramienta poderosa para estimar modelos SVAR bajo un marco bayesiano, permitiendo inferencias sobre los parámetros estructurales basadas en distribuciones posteriores complejas.

## F. Proposición 1 de Baumeister y Hamilton (2015)

Los componentes de las distribuciones posteriores bayesianas pueden caracterizarse convenientemente mediante regresiones en conjuntos de datos aumentados definidos por:

$$\begin{aligned} \tilde{\mathbf{Y}}_{i[(T+k) \times 1]} &= \left[ \mathbf{y}'_1 \mathbf{a}_i \quad \cdots \quad \mathbf{y}'_T \mathbf{a}_i \quad \mathbf{m}'_i \mathbf{P}_i \right]', \\ \tilde{\mathbf{X}}_{i[(T+k) \times k]} &= \left[ \mathbf{x}'_0 \quad \cdots \quad \mathbf{x}'_{T-1} \quad \mathbf{P}_i \right]', \end{aligned}$$

donde  $\mathbf{P}_i$  es el factor de Cholesky de  $\mathbf{M}_i^{-1} = \mathbf{P}_i \mathbf{P}_i'$ . En el Apéndice A, derivamos lo siguiente:

**Proposición:** Sea  $\mathbf{a}'_i$  la fila  $i$ -ésima de  $\mathbf{A}$ ,  $\phi(\mathbf{x}; \boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$  la densidad normal multivariante con media  $\boldsymbol{\mu}$  y varianza  $\boldsymbol{\Sigma}$  evaluada en  $\mathbf{x}$ , y  $\gamma(x; \kappa, \tau)$  la densidad gamma con parámetros  $\kappa$  y  $\tau$  evaluada en  $x$ . Si la verosimilitud y los distribuciones a priori de  $A, D$  y  $B$  como se describen en el texto principal, entonces, para  $\tilde{\mathbf{Y}}_i$  y  $\tilde{\mathbf{X}}_i$  definidas arriba, la distribución posterior se puede escribir como

$$p(\mathbf{A}, \mathbf{D}, \mathbf{B} \mid \mathbf{Y}_T) = p(\mathbf{A} \mid \mathbf{Y}_T) p(\mathbf{D} \mid \mathbf{A}, \mathbf{Y}_T) p(\mathbf{B} \mid \mathbf{A}, \mathbf{D}, \mathbf{Y}_T)$$

con

$$p(\mathbf{D} \mid \mathbf{A}, \mathbf{Y}_T) = \prod_{i=1}^n \gamma(d_{ii}^{-1}; \kappa_i^*, \tau_i^*)$$

y

$$p(\mathbf{B} \mid \mathbf{A}, \mathbf{D}, \mathbf{Y}_T) = \prod_{i=1}^n \phi(\mathbf{b}_i; \mathbf{m}_i^*, d_{ii} \mathbf{M}_i^*),$$

donde:

$$\mathbf{m}_i^* = \left( \tilde{\mathbf{X}}_i' \tilde{\mathbf{X}}_i \right)^{-1} \left( \tilde{\mathbf{X}}_i' \tilde{\mathbf{Y}}_i \right),$$

$$\mathbf{M}_i^* = \left( \tilde{\mathbf{X}}_i' \tilde{\mathbf{X}}_i \right)^{-1},$$

$$\kappa_i^* = \kappa_i + (T/2),$$

$$\tau_i^* = \tau_i + (\zeta_i^*/2),$$

$$\zeta_i^* = \left( \tilde{\mathbf{Y}}_i' \tilde{\mathbf{Y}}_i \right) - \left( \tilde{\mathbf{Y}}_i' \tilde{\mathbf{X}}_i \right) \left( \tilde{\mathbf{X}}_i' \tilde{\mathbf{X}}_i \right)^{-1} \left( \tilde{\mathbf{X}}_i' \tilde{\mathbf{Y}}_i \right),$$

$$p(\mathbf{A} \mid \mathbf{Y}_T) = \frac{k_T p(\mathbf{A}) \left[ \det \left( \mathbf{A} \hat{\boldsymbol{\Omega}}_T \mathbf{A}' \right) \right]^{T/2}}{\prod_{i=1}^n [(2\tau_i^*/T)]^{\kappa_i^*}} \prod_{i=1}^n \left\{ \frac{|\mathbf{M}_i^*|^{1/2} \tau_i^{\kappa_i}}{|\mathbf{M}_i|^{1/2} \Gamma(\kappa_i)} \Gamma(\kappa_i^*) \right\},$$

donde  $\hat{\boldsymbol{\Omega}}_T$  es la matriz de covarianza del modelo en su forma reducida y  $k_T$  es la constante tal que la densidad  $p(\mathbf{A} \mid \mathbf{Y}_T)$  se integra a la unidad.

## G. Semielasticidad de índices de precios con respecto al TCN

Para ilustrar el nivel de “dolarización” de precios, es decir, qué tanto se mueven los precios de bienes y servicios con el tipo de cambio nominal, estimamos regresiones lineales simples que describen la correlación contemporánea entre el índice de precios de cada uno de los 289 bienes y productos y la tasa de variación interanual del tipo de cambio nominal.

El modelo econométrico estimado es el siguiente:

$$p_t^{(i)} = c + c_x x_t + \varepsilon_t$$

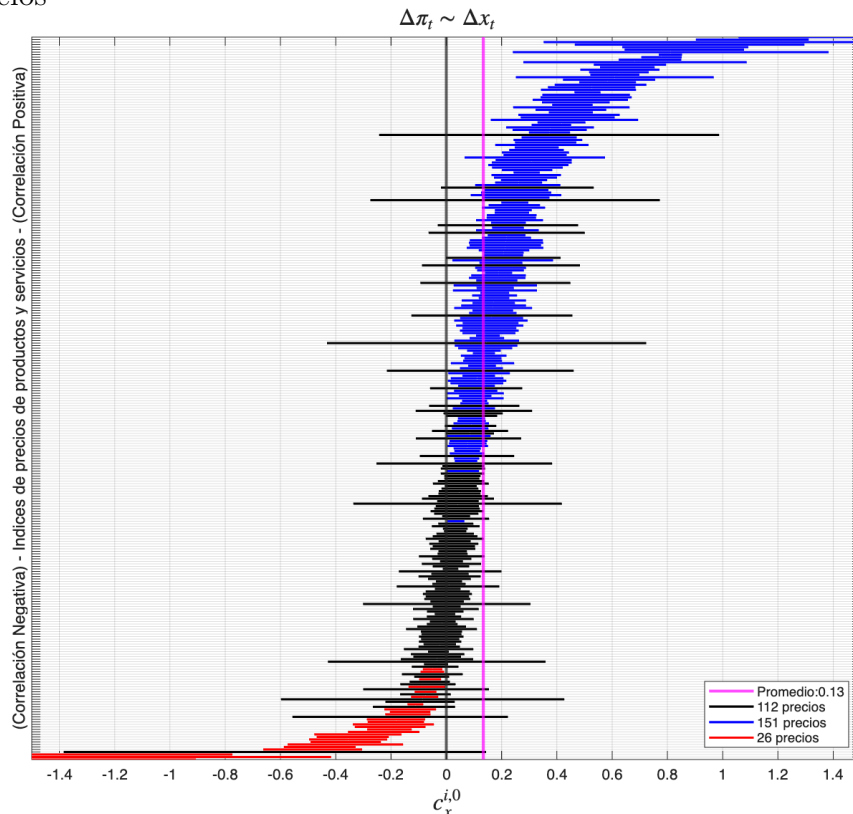
donde:

- $p_t^{(i)}$  es la variación interanual del índice de precios del bien o servicio seleccionado en el periodo  $t$
- $x_t$  es la tasa de variación interanual del tipo de cambio nominal en el periodo  $t$  (como se define en el texto principal)
- $c$  es el intercepto de la regresión
- $c_x$  es el coeficiente de semielasticidad precio-tipo de cambio
- $\varepsilon_t$  es el término de error estocástico

De esta regresión lineal, el coeficiente  $c_x$  representa el aumento en puntos porcentuales en la variación interanual del precio del bien o servicio seleccionado asociado a una variación de un punto porcentual en la tasa de variación interanual del tipo de cambio nominal (TCN).

Un valor de  $c_x$  cercano a cero indicaría que los precios del bien en cuestión son relativamente insensibles a las variaciones del tipo de cambio, mientras que un valor cercano a la unidad sugeriría una transmisión completa de las variaciones cambiarias a los precios domésticos.

Figura 11: Coeficientes e intervalos de confianza del 90% para los 289 productos y servicios



**Fuente:**

Elaboración propia.

Los coeficientes de las regresiones (Figura 11) muestran una considerable heterogeneidad en la semielasticidad precio-tipo de cambio entre los 289 bienes y servicios analizados. Los coeficientes estimados ( $c_x$ ) oscilan entre un mínimo de  $-1,84$  y un

máximo de 1,34, con una media de 0,16 y una desviación estándar de 0,26. Aproximadamente el 85 % de los coeficientes son positivos, lo que indica que la mayoría de los precios tienden a aumentar ante depreciaciones del tipo de cambio nominal. La mediana de 0,11 sugiere que el 50 % de los bienes presenta semielasticidades relativamente bajas, mientras que el 75 % de los productos muestra coeficientes inferiores a 0,25. Estos resultados revelan que, aunque existe una transmisión generalizada del tipo de cambio a los precios domésticos, la magnitud de esta transmisión varía significativamente entre productos, con algunos bienes mostrando una sensibilidad muy baja (coeficientes cercanos a cero) y otros exhibiendo una transmisión más que proporcional (coeficientes superiores a la unidad). La presencia de algunos coeficientes negativos (aproximadamente 15 % de la muestra) sugiere que ciertos productos pueden experimentar reducciones de precios ante depreciaciones cambiarias, posiblemente debido a efectos de sustitución o características específicas de sus mercados.

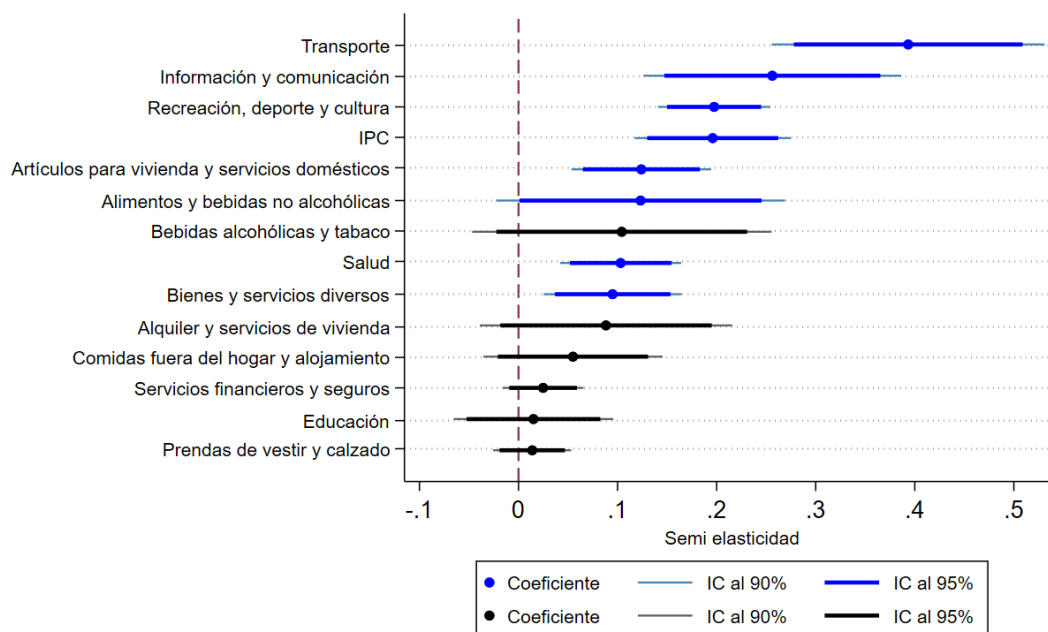
Cuadro 4: Precios de productos y servicios seleccionados y su correlación con variaciones en la tasa interanual del TCN

<b>Correlación Negativa</b> <b>-184 % a -33 %</b>	<b>Sin correlación</b> <b>-0,6 % a 1,86 %</b>	<b>Correlación positiva</b> <b>74 % a 133 %</b>
Papa	Servicios de abogacía y notariado	Peajes
Cebolla	Servicio doméstico	Paquetes turísticos en el país
Ajo	Servicios de telefonía móvil	Automóviles
Tomate	Peinado de cabello	Repollo
Transporte en taxi	Maíz dulce	Aguacate
Avena	Manicura	Boleto aéreo
Naranja	Queso mozzarella	Aceite
Suplementos nutricionales para Adultos	Blusa para mujer	Yuca
Suplementos nutricionales para Niños	Fijador para el cabello	Revisión técnica de vehículo
Sal	Reparación de motor	Plátano

**Fuente:** Elaboración propia.

El mismo modelo que se aplicó para estimar la semielasticidad de cada uno de los 289 artículos que conforman la canasta del IPC, se utilizó para estimar la semielasticidad del IPC general y de cada una de las trece divisiones de consumo. La Figura 12 muestra los resultados. El IPC general tiene una semielasticidad promedio del 19,6 %. Por divisiones de consumo, las mayores semielasticidades corresponden a Transporte (39,3 %), Información y comunicación (25,6 %) y Recreación (19,8 %). Otras divisiones, que también tienen una correlación positiva y estadísticamente significativa con una confianza del 90 %, son Artículos para vivienda (12,4 %), Alimentos y bebidas no alcohólicas (12,3 %), Salud (10,3 %) y Bienes y servicios diversos (9,5 %). Estas divisiones representan, en conjunto, el 71 % del peso total de la canasta del IPC, base diciembre 2020. Lo cual sugiere que, en coherencia con el análisis por artículo, muchos de los precios en Costa Rica están influenciados por el TCN. Esta observación se respalda aún cuando se consideran únicamente las divisiones que tienen semielasticidades con una confianza estadística del 95 %, las cuales representan el 46,5 % de la canasta del IPC.

Figura 12: Semielasticidad de la tasa de variación del IPC y de las trece divisiones de consumo con respecto al TCN



Fuente: Elaboración propia.